



# ENSAYOS

## sobre política económica

---

### *La inflación desde una perspectiva monetaria: un modelo $P^*$ para Colombia*

Martha Misas A.  
Enrique López E.  
Luis Fernando Melo V.

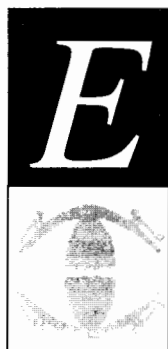
Revista ESPE, No. 35, Art. 01, Junio de 1999,  
Páginas 5-53



Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por este concepto y además cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además colocar en su propio website una versión electrónica del documento, siempre y cuando ésta incluya la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción del documento para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización previa del Editor de ESPE.

# *La inflación desde una perspectiva monetaria: un modelo $P^*$ para Colombia*

*Martha Misas A.  
Enrique López E.  
Luis Fernando Melo V.\**



*El objetivo de este trabajo es presentar un modelo monetario para el pronóstico de la inflación en Colombia. El modelo teórico que sirve como base del ejercicio empírico se conoce en la literatura como  $P^*$ . Este modelo es una versión formalizada de la percepción según la cual la inflación en el largo plazo tiene un origen monetario.*

*En el documento se plantea una modificación al modelo original  $P^*$ , para el caso en que la velocidad de circulación del dinero es no estacionaria. El modelo se basa en la idea de la existencia de un desequilibrio monetario, debido al lento ajuste de los precios y salarios ante los choques monetarios con el resultado de que, en un determinado momento, los agentes posean un exceso de dinero. Para calcular la brecha monetaria se estima una función estable de demanda de dinero, utilizando para ello el análisis de cointegración de Johansen, con el fin de considerar simultáneamente los componentes de corto y largo plazo del proceso.*

*Los modelos de inflación obtenidos se evaluaron con base en sus pronósticos "rolling" fuera de muestra y comparados con los obtenidos con otros modelos. Los resultados fueron muy satisfactorios, con ello se obtiene una familia de modelos monetarios que presenta una visión particularmente relevante del proceso inflacionario en Colombia.*

\* Los autores son investigadores de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Agradecen los comentarios, a una versión previa del trabajo, de Carlos E. Posada, Luis E. Arango, Munir Jalil, Carlos F. Jaramillo y Andrés González. Igualmente se agradecen las sugerencias de Hernando Vargas. Los errores u omisiones son de la responsabilidad de los coautores.

## I. INTRODUCCIÓN

El objetivo de este documento es presentar un modelo monetario para el pronóstico de la inflación trimestral en Colombia. El modelo teórico que sirve como base para este ejercicio empírico se conoce en la literatura como  $P^*$ . Este modelo se plantea, a finales de la década de los ochenta, como una versión formalizada de la percepción, ampliamente difundida, del origen monetario de la inflación en el largo plazo. El modelo sugiere que la desviación del dinero de su senda de largo plazo permite explicar la trayectoria futura de la inflación.

El modelo original, tal como fue concebido, supone que la velocidad de circulación del dinero, entendida ésta como la razón entre el producto nominal y el agregado monetario, es estable en el largo plazo. Sin embargo, en una época de innovaciones financieras esta exigencia no se cumple para muchos países, hecho que ha llevado a una profusa literatura que busca ofrecer soluciones plausibles para abordar el modelo y mantener su fundamento teórico esencial.

En la segunda sección, que sigue a esta introducción, se presenta el modelo  $P^*$  teórico, soporte de este trabajo. En la tercera, se aborda el tema de los supuestos en que se apoya el modelo, en especial el de la estabilidad de la velocidad de circulación del dinero. Se examinan también las alternativas de corrección al modelo  $P^*$  que se han presentado en la literatura.

Con base en los aportes que esta discusión ofrece, en la sección cuarta se propone la aplicación de un modelo  $P^*$  modificado para la economía colombiana. La estrategia utilizada permite estimar el modelo original para un tipo de agregado monetario, mientras que el modelo modificado se estima para los agregados cuya velocidad no es estacionaria. La sección siguiente evalúa el desempeño en pronóstico de estos modelos entre sí mismos y frente a modelos rivales. La última sección concluye.

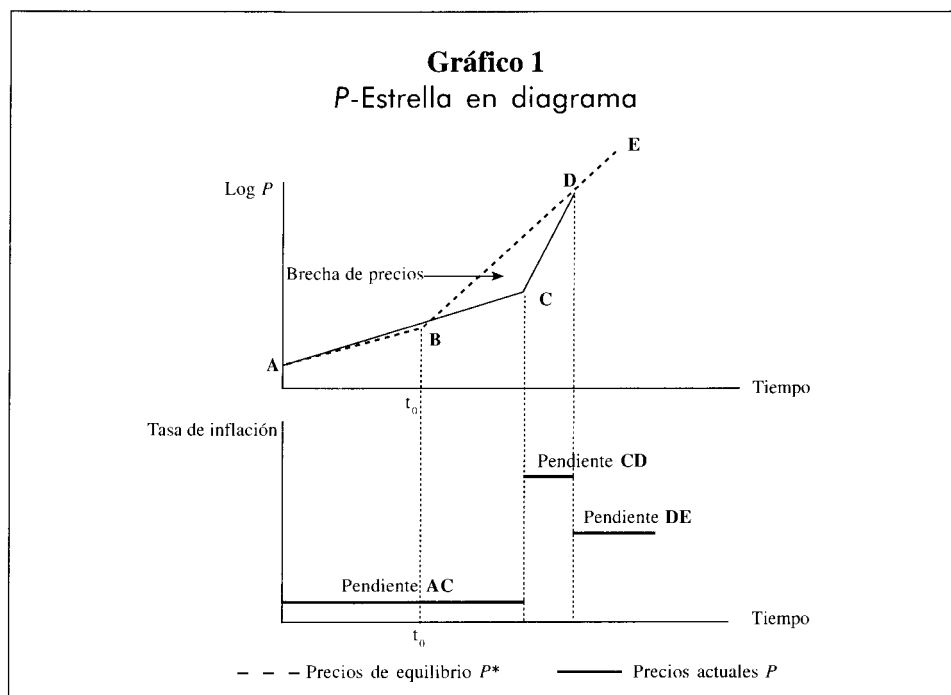
## II. EL MODELO $P^*$ DE INFLACIÓN

El modelo  $P^*$  es una combinación de una versión moderna de la teoría cuantitativa del dinero con un hecho empírico largamente observado: el ajuste “viscoso” de los precios a los cambios monetarios no anticipados (Humphrey, 1989). Ante un choque monetario, los precios se rezagan con relación a su nivel de equilibrio, esto induce un incremento en la inflación, si se quiere alcanzar el nuevo nivel de equilibrio consistente con el cambio monetario. En ese orden de ideas, el modelo señala que, al lado de la brecha del producto, la desviación del dinero de su senda de largo plazo ayuda a explicar la trayectoria futura de la inflación.

El Gráfico 1 presenta la intuición que subyace tras el modelo  $P^*$ . En él se ilustra la forma como la brecha entre los precios de equilibrio y los observados produce un aumento de la tasa de inflación, hasta que esta diferencia se reduce completamente. En el diagrama se presenta la senda de los precios de equilibrio y de los precios actuales. La pendiente de esta última línea corresponde a la tasa de inflación.

En un primer momento, hasta  $t_0$ , los precios actuales y los de equilibrio son los mismos, hecho que en el diagrama superior se observa en el tramo  $AB$ . En  $t_0$  se presenta un aumento en la tasa de crecimiento del dinero, esto lleva a un cambio en la senda de los precios de equilibrio que genera una brecha entre estos y los precios actuales. Con lentitud, como se observa en el diagrama, los últimos comienzan a reaccionar. Esto implica que tales precios deban posteriormente acelerar en el tramo  $CD$ , para cerrar la brecha con los precios de equilibrio y nuevamente coincidir con estos en el segmento  $DE$ .

Esos comportamientos en el nivel de precios implican diferentes tasas de inflación observada. En el cuadrante inferior se observa cómo de una tasa de inflación representada por la pendiente del segmento  $AC$ , se pasa a una tasa mucho más alta representada por la pendiente de  $CD$ . Esta última se mantiene hasta que los



precios actuales alcanzan a los de equilibrio en el segmento *DE*. La pendiente de este último segmento *DE* corresponde a la tasa de inflación en el *steady-state*. De esa forma, el modelo predice que la presencia de una brecha de precios augura un aumento transitorio en la inflación.

En el modelo original, el nivel de precios es determinado por el acervo de dinero por unidad de producto potencial y por el nivel de equilibrio de la velocidad de circulación del dinero (Hallman, Porter y Small, 1989, 1991)<sup>1</sup>.

Para llegar al postulado anterior se parte de la ecuación cuantitativa definida con la notación tradicional:

$$(1) \quad MV = PY$$

Para construir el modelo  $P^*$  convencional, en el marco de la ecuación cuantitativa, se definen los precios de equilibrio de largo plazo  $P^*$  como el producto entre el acervo de dinero por unidad de producto potencial ( $M/Y^*$ ) y la velocidad de circulación de equilibrio ( $V^*$ ). En otros términos, se tiene:

$$(2) \quad P^* = \frac{M_t V^*}{Y^*}$$

En la ecuación (2) se determina la inflación de largo plazo como un fenómeno monetario. En ese contexto, el modelo predice que la inflación: i) aumentará si los precios actuales  $P$  están por debajo de los precios de equilibrio  $P^*$ , ii) caerá si  $P$  excede  $P^*$ , y iii) permanecerá sin modificación creciendo a una tasa estacionaria determinada por el diferencial entre las tasas de crecimiento del dinero y del producto real, en el entendido de que  $P$  iguala a  $P^*$ .

Una forma alternativa de expresar esa idea se obtiene modificando la ecuación cuantitativa (1). Si se define el nivel de precios corriente compatible con las tenencias corrientes de dinero como:

$$(1') \quad P_t = \frac{M_t V_t}{Y_t}$$

Si, de otro lado, (1') y (2) se expresan en logaritmos y se restan entre sí, se obtiene:

---

<sup>1</sup> HPS de aquí en adelante.

$$(3) \quad p^* - p_t = (v^* - v_t) + (y_t - y^*)$$

En esta formulación se observa cómo actúan los mecanismos que generan las presiones inflacionarias en el modelo  $P^*$ . Un exceso de dinero deprime la velocidad de circulación por debajo de su nivel de largo plazo, al tiempo que, al producto lo coloca por encima de su potencial. Esto genera una economía inflacionaria, dado que el nivel corriente de precios se encontrará por debajo de su nivel de equilibrio.

A medida que la demanda de dinero y las tasas de interés se ajustan para eliminar el exceso de oferta monetaria, la velocidad vuelve a su nivel de equilibrio. Igual sucede con las expectativas de inflación y los salarios nominales que también llevan a que el producto alcance a su potencial. Al final de estos movimientos el nivel de precios convergerá a su equilibrio de largo plazo.

### III. REFLEXIONES SOBRE EL MODELO $P^*$

El modelo  $P^*$  recoge una idea muy generalizada acerca del origen monetario de la inflación en el largo plazo. Al presentar con claridad esa proposición teórica, durante los primeros años de su corta vida, el  $P^*$  fue considerado el “santo grial” de los previsionistas de inflación<sup>2</sup>, el modelo perfecto. Sin embargo, varios autores pusieron de presente las limitaciones del modelo y propusieron diversas alternativas de solución.

Svensson (1999), en particular, se refiere a la posible utilización de los modelos del tipo  $P^*$  en el nuevo sistema monetario europeo, dada la experiencia que con ellos se tiene en la Bundesbank. Como lo señala Svensson, la utilización de ese instrumento no implica una meta monetaria, como parecieran plantear algunos autores. De hecho, el modelo se usa para pronosticar la inflación sin implicar metas de crecimiento monetario. Para este autor la Banca Central Alemana tiene en la práctica una meta de inflación aunque en la retórica se plantee una meta monetaria<sup>3</sup>. En su parecer, si bien el sistema monetario europeo ha adoptado un indicador de crecimiento monetario, se ha actuado correctamente al re-

<sup>2</sup> Esta idea del “santo grial” es tomada de Lee (1999), aunque ya ha sido usada en otros contextos para expresar la búsqueda que, en varios aspectos de la teoría económica, se lleva a cabo para encontrar el modelo perfecto: elegante, sencillo y de gran claridad. Véase otro ejemplo en el contexto de la teoría de la incertidumbre y de la información en Hirshleifer y Riley (1992).

<sup>3</sup> “Thus, Bundesbank has actually been an inflation targeter in deeds and a monetary targeter in words only”.

chazar la estrategia de metas monetarias, con base en el argumento de una relación inestable entre los precios y el dinero.

De otro lado, en la discusión sobre la lógica interna del modelo se ha hecho énfasis en la validez de los supuestos sobre los cuales se apoya. Como recuerdan Hess y Morris (1995), el modelo *HPS* original establece en su enfoque uniecuacional una conexión entre el dinero y el nivel de precios basada en dos supuestos esenciales. El primer supuesto, en el que nos concentraremos, señala que la velocidad de circulación del dinero es estacionaria en el largo plazo. El segundo estipula que, en el largo plazo, el producto real alcanza su nivel natural o de pleno empleo<sup>4</sup>.

El supuesto de estacionariedad en la velocidad implica que la tasa de inflación varíe equi-proporcionalmente con la tasa de crecimiento del dinero en el largo plazo. Si esta condición no se cumple y se presenta un choque de velocidad, el nivel actual de precios podría divergir de  $P^*$  en el largo plazo. Ante esta posibilidad se han propuesto varias alternativas que tienen por objeto preservar el poder analítico del modelo  $P^*$ <sup>5</sup>.

Orphanides y Porter (1998) utilizan una técnica recursiva con el fin de estimar el nivel de equilibrio de la velocidad del agregado monetario ( $M2$ ), considerado por *HPS*, para proyectar la inflación usando el modelo  $P^*$ . Las estimaciones recursivas de la velocidad de equilibrio son obtenidas por medio de árboles de regresión y métodos de mínimos cuadrados aplicados a una representación estándar de una demanda por  $M2$ . La velocidad de equilibrio se define en el documento como el nivel de velocidad que podría obtener si las tasas de interés por depósitos se encontraran en su valor de equilibrio promedio de largo plazo. Como resultado, los autores muestran cómo su estrategia mejora la capacidad predictiva del modelo.

Con un enfoque diferente, Collins y Edwards (1994) proponen la redefinición del agregado monetario en cuestión, con la percepción de que su comportamiento se ha visto afectado por las innovaciones financieras. Los agregados alternativos se construyen adicionando activos a la vieja definición. Con ello se busca internalizar las sustituciones que se observan en los portafolios de los hogares.

Hess y Morris (1995) no están de acuerdo con esa aproximación al problema. De hecho, cuestionan los cambios sistemáticos en las medidas del dinero que ha

---

<sup>4</sup> También se considera el supuesto de una elasticidad-ingreso unitaria de la demanda de dinero.

<sup>5</sup> Véase al respecto, el trabajo de Lee (1999).

efectuado la Reserva Federal de los Estados Unidos (*FED*)<sup>6</sup>, como respuesta a los cambios estructurales que, en diversas ocasiones, se han presentado en las estimaciones de demanda de dinero.

Estos autores afirman que medir el dinero como una suma simple de activos es fundamentalmente incorrecto. En cambio, postulan que sería mucho más conveniente medir esa variable como una suma ponderada, donde las ponderaciones puedan variar en el tiempo. En consecuencia, se propone construir un agregado, en el cual las ponderaciones asignadas a los diferentes activos varían en el tiempo y entre los activos, de modo que siempre el agregado monetario sea el predictor óptimo del nivel de precios<sup>7</sup>. Los resultados de la estimación del modelo  $P^*$  con este nuevo agregado son muy superiores a los registrados con el agregado convencional.

En una solución alternativa se puede modificar el modelo original para hacerlo aplicable al caso en que se presente la no estacionariedad en la velocidad de circulación del dinero<sup>8</sup>. La modificación consiste en cambiar el punto de partida con base en el cual se construye el modelo  $P^*$ . En consecuencia, se sustituye la ecuación cuantitativa por una demanda de dinero de largo plazo<sup>9</sup>. En la ecuación que expresa la demanda, las variables se expresan en logaritmos, con excepción de la tasa de interés  $i$ :

$$(4) \quad m_t - p_t = \varphi_0 + \varphi_1 y_t + \varphi_2 i_t + \varepsilon_t,$$

$m$ ,  $p$  y  $y$  son el dinero, el nivel de precios y el ingreso real. Cabe agregar que la tasa de interés corresponde al costo de oportunidad por conservar el dinero. El residuo  $\varepsilon_t$  corresponde a la diferencia entre los saldos monetarios y la demanda de dinero de largo plazo y se define como la *brecha monetaria*.

---

<sup>6</sup> En 1980, la Reserva Federal expandió su definición de  $M1$  con nuevos activos. En 1987 abandonó el  $M1$  ampliado de esa forma por un agregado más amplio  $M2$ . Finalmente, en julio de 1993 el *FED* decide cambiar su énfasis en  $M2$  como indicador económico (Greenspan, 1993).

<sup>7</sup> Para construir el agregado  $M^*$  se usa la técnica del filtro de Kalman.

<sup>8</sup> La idea de esta modificación ha sido tomada de los trabajos de Atta-Mensah (1995, 1996).

<sup>9</sup> Como es conocido en la literatura, la ecuación cuantitativa puede verse como una demanda de dinero. La forma que se toma aquí es consistente con la tecnología de transacciones de Lucas (1988).



El nivel de precios de equilibrio de largo plazo ( $P^*$ ) se relaciona con el nivel corriente de dinero, la tasa de interés de largo plazo y el producto potencial a través de la siguiente formulación:

$$(5) \quad p^* = m_t - \varphi_0 - \varphi_1 y_t^* + \varphi_2 i_t^*$$

Con base en las ecuaciones (4) y (5) se puede obtener una brecha de precios:

$$(6) \quad p^* - p_t = \varphi_1 (y_t - y^*) + \varphi_2 (i_t - i_t^*) + \varepsilon_t$$

Esta ecuación expresa la brecha de precios como una suma ponderada de la brecha del producto (ponderada por la elasticidad-ingreso), la brecha de la tasa de interés (ponderada por la semi-elasticidad) y la brecha monetaria ( $\varepsilon$ ).

#### IV. EL CASO COLOMBIANO

La estrategia que hemos definido para aplicar el modelo  $P^*$  a Colombia requiere, como paso inicial, el examen de la estacionariedad de la velocidad de circulación para cada uno de los diferentes agregados monetarios. Una vez cumplida esta etapa se utilizan los agregados para estimar el modelo  $P^*$  en las versiones convencional y modificada, de acuerdo con los resultados de ese análisis. En esta sección se definen los agregados que se utilizan y se examina su estacionariedad.

##### A. AGREGADOS MONETARIOS ALTERNATIVOS

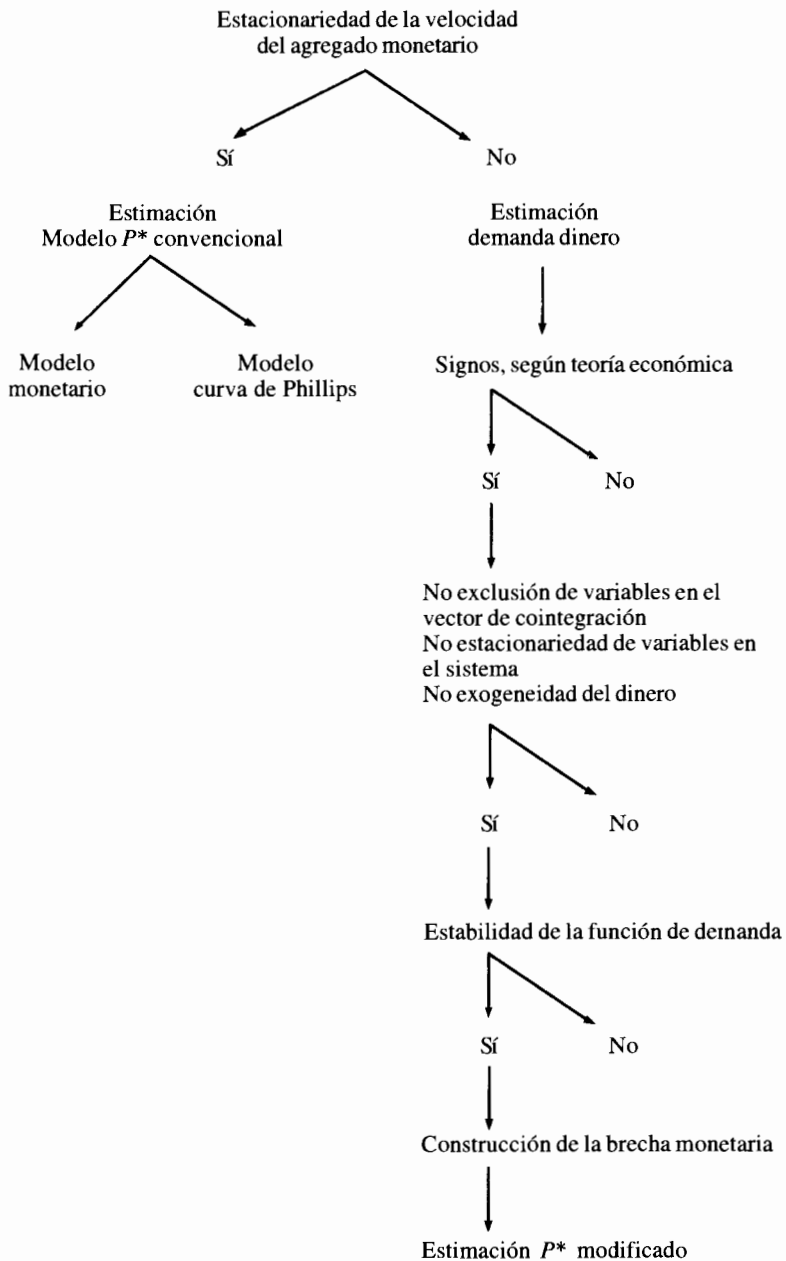
En nuestra aplicación del modelo  $P^*$  al caso colombiano se examina la estacionariedad de la velocidad del dinero para la muestra sujeta a análisis y para diferentes agregados monetarios<sup>10</sup>. Estos últimos se seleccionaron con base en el análisis de los productos financieros ofrecidos por las instituciones financieras colombianas y en la importancia que ellos tienen dentro del diseño de la política monetaria<sup>11</sup>.

<sup>10</sup> Al respecto, cabe aclarar que en el trabajo de Misas y Posada (1995) se utilizó el modelo  $P^*$  sin modificaciones, ya que así lo posibilitó la frecuencia anual considerada.

<sup>11</sup> Véase al respecto, la Nota Editorial de la Revista del Banco de la República No. 858.

# Diagrama 1

## Estrategia econométrica



Los agregados monetarios examinados, se definen en la Tabla 1 y se presentan en orden decreciente de liquidez. Los datos son de frecuencia trimestral y corresponden al período comprendido entre el primer trimestre de 1980 y el segundo de 1999. En el caso de *M1-1* y *M3B*, el período de análisis se inicia en el primer trimestre de 1984. Se utilizaron dos definiciones para cada agregado monetario, fin de período y promedio trimestral, respectivamente<sup>12</sup>. Hecho que lleva a considerar la variable de precios bajo tal definición, con el fin de plantear adecuadamente los modelos.

En el Gráfico 2 se presentan los logaritmos de los agregados monetarios (fin de) bajo estudio. En el Anexo 1, Gráfico 1, se reportan los mismos agregados pero definidos a través del promedio trimestral.

En los gráficos 3 y 4 se muestran las velocidades de circulación y sus primeras diferencias correspondientes a los agregados monetarios fin de período, anteriormente mencionados, respectivamente. Similares gráficos se reportan en el Anexo 1, para el caso de los agregados promedio<sup>13</sup>.

**Tabla 1**  
**Agregados monetarios corrientes**

Descripción	Componentes
Base	Efectivo + Reservas
Base ajustada	Efectivo + $\alpha$ (Pasivos sujetos a encaje)(*)
<i>M1</i>	Efectivo + Cuentas corrientes
<i>M1-1</i>	Efectivo + Cuentas corrientes + Ahorro sector financiero + <i>REPOS</i> (**) reales
<i>M3B</i>	Efectivo + Pasivos sujetos a encaje + Bonos

(\*) Pasivos sujetos a encaje = Cuentas corrientes, ahorro, *CDT*, depósitos a la vista, *REPOS* sector real, depósitos fiduciarios, cédulas *BCH*. El símbolo  $\alpha$  representa el encaje promedio vigente en septiembre de 1998 (Res. 28), el cual se aplica a toda la serie de base ajustada.

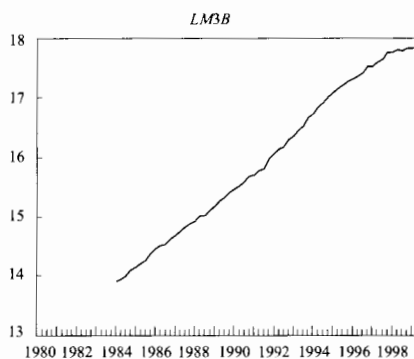
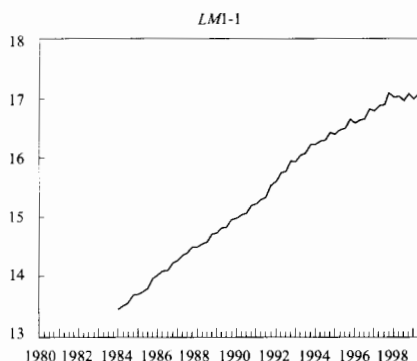
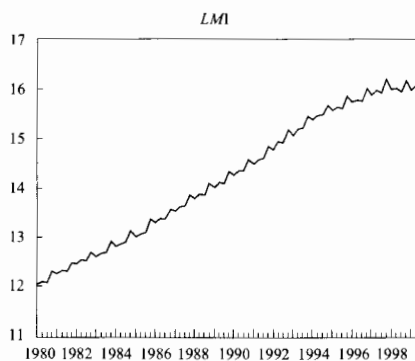
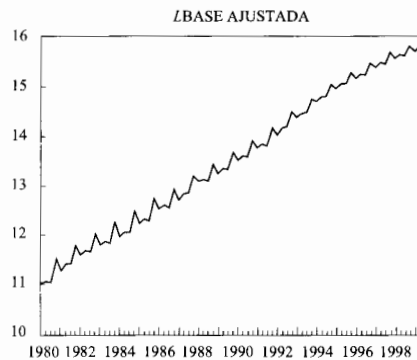
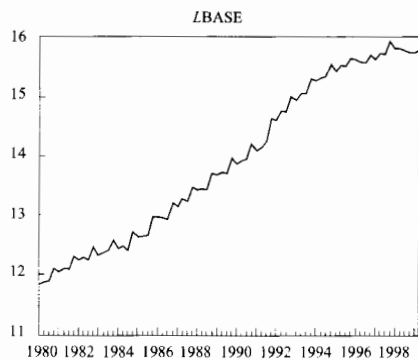
(\*\*) Operaciones con pacto de recompra.

<sup>12</sup> En adelante, las variables con terminación *F* corresponden al fin de período, en tanto las terminadas en *P* corresponden al promedio.

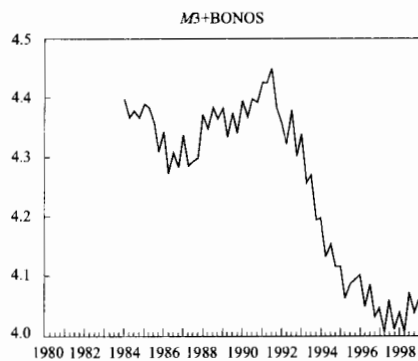
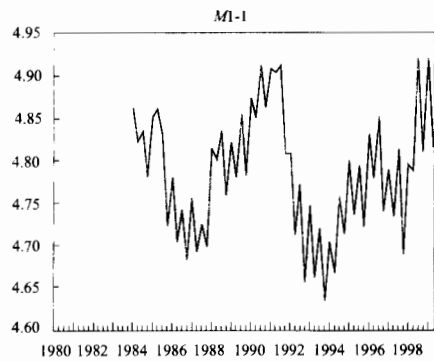
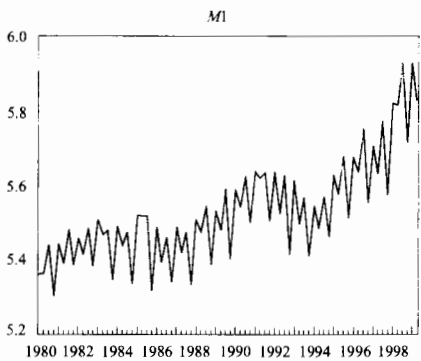
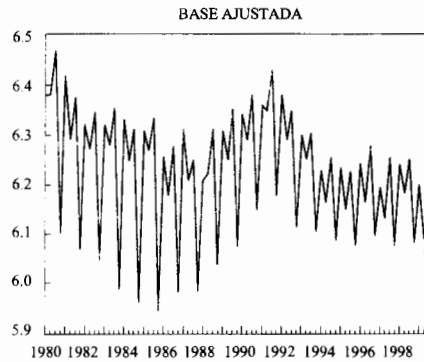
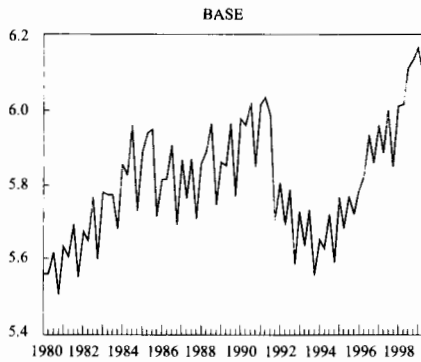
<sup>13</sup> La velocidad de circulación se mide como el logaritmo del *PIB* nominal menos el logaritmo del agregado respectivo.

## Gráfico 2

### Agregados monetarios fin de

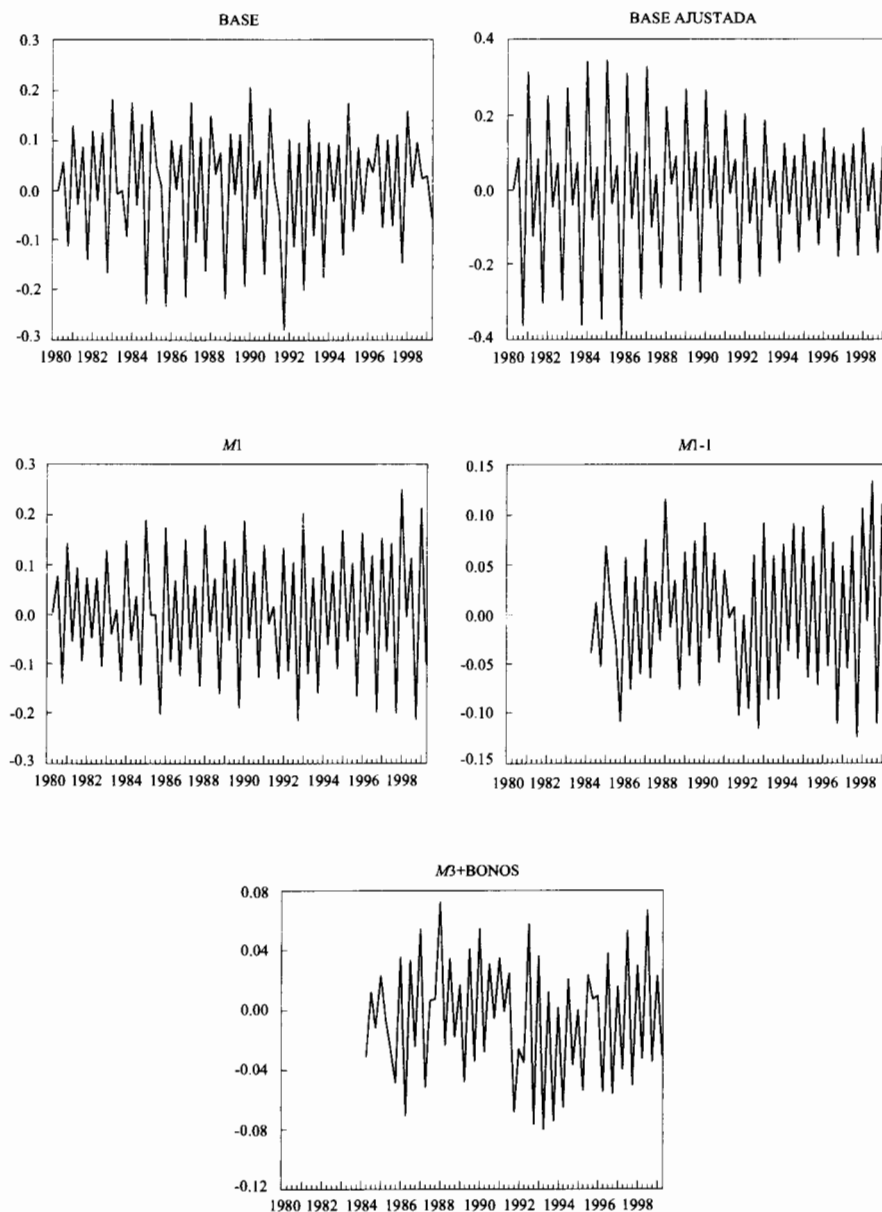


**Gráfico 3**  
Velocidad según agregado monetario datos fin de



### Gráfico 4

Velocidad en diferencia por agregado monetario datos fin de



Un análisis de los gráficos permite constatar un elemento común en todas las series de velocidad de circulación de los agregados monetarios fin de período. En 1991 aparece un cambio en el comportamiento de las series. Sin embargo, no es el único que aparece en los diferentes agregados. En la base monetaria se observa un fenómeno similar en 1984, en ese año la tendencia de la serie se modifica, haciéndose menos pendiente. Este comportamiento se mantiene hasta 1991, año en que se observa nuevamente un cambio, pasando en este caso la tendencia a ser decreciente hasta 1994, cuando se inicia un nuevo patrón.

Una descripción similar puede llevarse a cabo sobre el comportamiento de *M1* e inclusive de la base ajustada. Igualmente, se constatan cambios en los patrones de comportamiento en las series *M1-1* y *M3B*, aunque se debe advertir que en este caso se considera una muestra más corta.

Si bien, como es conocido, la evidencia gráfica no es concluyente, el examen de los gráficos de las series es un indicio de cambios en el comportamiento de la velocidad que podrían sugerir la existencia de tendencias estocásticas o cambios en tendencias determinísticas. Es claro que en este caso se requiere un examen cuidadoso de las series, en especial si se tiene en cuenta que la caracterización de la velocidad determina, como se verá posteriormente, el tipo de modelo *P\** adecuado.

Al respecto, en la literatura se observa una intensa discusión. De hecho, *HPS* basan su modelo en la certeza de que la velocidad del agregado *M2* es esencialmente invariante en el tiempo, excepto por ocasionales rupturas de tendencia. Por el contrario, en los trabajos de Bordo et al. (1997) y Siklos (1993), la velocidad es conceptualmente inestable debido a la presencia de cambios institucionales<sup>14</sup>.

El examen sobre la estabilidad de las diferentes velocidades de circulación se lleva a cabo, en la siguiente subsección, a través de algunas pruebas estadísticas que permiten discernir sobre la posible existencia o no de raíz unitaria.

## ***B. EL PROBLEMA DEL ORDEN DE INTEGRACIÓN DE LA VELOCIDAD POR AGREGADO***

### ***1. Agregados monetarios fin de período***

La determinación del orden de integración de las velocidades de circulación de los diferentes agregados se llevó a cabo mediante las pruebas de raíz unitaria de Dickey-

---

<sup>14</sup> Este último enfoque ha sido utilizado en Colombia en los trabajos de Gómez J. (1998) y Gómez J. E. (1999).

Fuller (1981) y *KPSS* (1992). Para el caso de la base monetaria y de la base monetaria ajustada, se realizó una prueba adicional sugerida por Hasza-Fuller (1982), la cual considera el problema de la existencia de una raíz unitaria regular junto con una raíz unitaria estacional.

Las estadísticas tipo Dickey-Fuller (*DF* en adelante), a un nivel de significancia del 10% ( $\alpha = 0.1$ ), permiten concluir que no existe evidencia para rechazar la hipótesis de existencia de raíz unitaria en el caso de las velocidades asociadas a la base monetaria, base monetaria ajustada, *M1* y *M3B* (Cuadro 1). Para el caso de *M1-1* esta prueba sugiere que su velocidad es estacionaria.

La prueba *KPSS*, de otro lado, confirma los resultados encontrados al utilizar la *DF*, en lo concerniente a las velocidades de *M1*, *M1-1* y *M3B*. Sin embargo, bajo esta prueba las velocidades de la base monetaria<sup>15</sup> y la base monetaria ajustada podrían considerarse estacionarias.

Dada la discrepancia de las pruebas mencionadas en lo referente a las velocidades de la base y la base ajustada y adicionalmente, a la presencia de una fuerte estacionalidad en ellas, se decide llevar a cabo la prueba de Hasza-Fuller (*HF*), la cual sugiere la existencia de raíz a la frecuencia regular en el caso de la velocidad de la base y a la frecuencia estacional en el caso de la velocidad de la base ajustada.

Las tres pruebas coinciden en sugerir un comportamiento estacionario en la primera diferencia de la velocidad de la base monetaria, de *M1* y de *M3B*. En tanto que *KPSS* señala como integrada de orden uno  $I(1)$ , al cambio de la velocidad de la base ajustada<sup>16</sup>. La prueba de *HF* señala que no existe, nuevamente, evidencia para rechazar la existencia de raíz unitaria a la frecuencia estacional en la primera diferencia de la velocidad de la base monetaria ajustada.

Es de señalar que, dado el posible quiebre que se observa en la velocidad de circulación de *M3B* en 1991, se lleva a cabo el segundo caso de la prueba de raíz unitaria de Perron. Como se observa en el Cuadro 1, esta estadística confirma los resultados obtenidos a través de las otras dos pruebas.

---

<sup>15</sup> Decisión de borde.

<sup>16</sup> Este resultado es contraintuitivo, ya que su nivel podría considerarse estacionario bajo la misma prueba *KPSS*. Lo anterior podría sugerir la posible existencia de una raíz unitaria a la frecuencia estacional.



**Cuadro 1**  
Agregados monetarios fin de

Variables	Dickey-Fuller*	KPSS**	Hasza-Fuller***	Perron
-----------	----------------	--------	-----------------	--------

Velocidad en niveles

VBASEF	$\tau_{\mu} = -2.229$ VC: -2.59	Lags: 8 LB*: 0.488	$\eta_{\mu} = 0.3473$ VC: 0.347	OCSB( $\beta_1$ ): 0.2047 VC: -1.52	OCSB( $\beta_2$ ): -3.285 VC: -1.57	HF: 380.62 VC: 2.52
VBASEAF	$\tau_{\mu} = -1.793$ VC: -2.59	Lags: 8 LB*: 0.354	$\eta_{\mu} = 0.3355$ VC: 0.347	OCSB( $\beta_1$ ): -2.112 VC: -1.52	OCSB( $\beta_2$ ): -1.070 VC: -1.57	HF: 3.71 VC: 2.52
VM1F	$\tau_{\tau} = -1.659$ VC: -3.164	Lags: 8 LB*: 0.787	$\eta_{\mu} = 0.9204$ VC: 0.347			
VM1-1F	$\tau_{\mu} = -3.119$ VC: -2.59	Lags: 8 LB*: 0.882	$\eta_{\mu} = 0.0735$ VC: 0.347			
VM3BF	$\tau = -1.019$ VC: -1.618	Lags: 4 LB*: 0.941	$\eta_{\mu} = 0.6763$ VC: 0.347			Caso 2: $\tau = -1.36$ VC: -3.96 ( $\lambda = 0.5$ )

Primera diferencia de la velocidad

$\Delta$ VBASEF	$\tau = -1.668$ VC: -1.618	Lags: 7 LB*: 0.389	$\eta_{\mu} = 0.1428$ VC: 0.347	OCSB( $\beta_1$ ): -2.106 VC: -1.52	OCSB( $\beta_2$ ): -2.208 VC: -1.57	HF: 6.21 VC: 2.52
$\Delta$ VBASEAF	$\tau = -2.404$ VC: -1.618	Lags: 7 LB*: 0.218	$\eta_{\mu} = 0.5043$ VC: 0.347	OCSB( $\beta_1$ ): -3.312 VC: -1.52	OCSB( $\beta_2$ ): -0.575 VC: -1.57	HF: 5.84 VC: 2.52
$\Delta$ VM1F	$\tau = -3.419$ VC: -1.618	Lags: 3 LB*: 0.259	$\eta_{\mu} = 0.2616$ VC: 0.347			
$\Delta$ VM3BF	$\tau = -2.348$ VC: -1.618	Lags: 3 LB*: 0.893	$\eta_{\mu} = 0.1494$ VC: 0.347			

\* La estimación del estadístico Ljung-Box (LB) se basa en el rezago de orden T/4, entre paréntesis se reporta su correspondiente P-value.

\*\* En la estimación de la ventana de Bartlett se utiliza L8.

\*\*\* Los valores críticos reportados para la prueba HF son presentados por Osborn et al. (1988). Es de recordar que esta prueba plantea tres hipótesis: i)  $H_0: \beta_1 = 0$  raíz a la frecuencia cero, ii)  $H_0: \beta_2 = 0$  raíz estacional y iii)  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$  raíz a la frecuencia cero y estacional.

## 2. Agregados monetarios promedio

De otro lado, el Cuadro 1A presenta los resultados de las pruebas sobre existencia de raíz unitaria, anteriormente mencionadas, llevadas a cabo sobre los agregados monetarios promedio.

Las pruebas *DF* y *KPSS* coinciden en señalar la presencia de raíz unitaria en el caso de las velocidades correspondientes a *M1* y *M3B*. Igualmente, de estas dos pruebas se concluye que la velocidad asociada a *M1-I* es estacionaria. En el caso de las velocidades asociadas a la base monetaria promedio y a su ajuste, se obtienen dos resultados diferentes: de acuerdo con la prueba de *DF* no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, en tanto que, un resultado contrario se desprende de la prueba *KPSS*.

Con el fin de analizar en mayor detalle estos resultados, y siguiendo el esquema utilizado al considerar los agregados fin de, se llevó a cabo como tercera prueba la *HF*, la cual muestra que no existe evidencia para rechazar la hipótesis de raíz unitaria a la frecuencia cero en el caso de la velocidad de la base y de raíz unitaria a la frecuencia estacional en el caso de la velocidad de la base ajustada. Los resultados obtenidos bajo *HF* sobre la primera diferencia de las velocidades de la base y la base ajustada señalan que ésta es estacionaria, en tanto que, la segunda presenta una raíz a la frecuencia estacional.

De manera similar que para el caso de *M3B* con datos fin de, en el caso de datos promedio, se observa en 1991 un posible quiebre en la velocidad de circulación de este agregado monetario. Esta circunstancia lleva a considerar la prueba de raíz unitaria de Perron. Como se presenta en el Cuadro 1A, esta estadística confirma los resultados obtenidos a través de las otras dos pruebas.

En resumen, se encontró que tanto en el caso de la velocidad de la base monetaria fin como la promedio existe una raíz unitaria, un resultado similar se obtiene en el caso de la base ajustada. Sin embargo, en el caso de la velocidad de la base ajustada fin de la raíz unitaria, parece ser a la frecuencia estacional. Para las velocidades de *M1* fin y promedio, los resultados coinciden en mostrar que tienen un comportamiento no estacionario,  $I(1)$  a la frecuencia cero. Comportamiento en el cual también coinciden las velocidades de los agregados *M3B*. Por el contrario, no existe raíz unitaria en el caso de la velocidad de los agregados *M1-IF* y *M1-IP*.

En esas condiciones, el modelo convencional de  $P^*$  podrá estimarse para el caso de los agregados *M1-IF* y *M1-IP*. El modelo modificado, por su parte, podrá serlo para el caso de los agregados *BASEF*, *BASEP*, *BASE AJUSTADAP*, *MIF* y *MIP*. El agregado base ajustada fin no se considera por no presentar una velocidad estacionaria en su segunda diferencia.

**Cuadro 1A**  
**Agregados monetarios promedio**

Variables	Dickey-Fuller*	KPSS**	Hasza-Fuller***	Perron		
<b>Velocidad en niveles</b>						
VBASEP	$\tau_{\mu} = -1.375$ VC: -2.59	Lags: 4 LB*: 0.502	$\eta_{\mu} = 0.1352$ VC: 0.347	$OCSB(\beta_1)$ : -0.288 VC: -1.59	$OCSB(\beta_2)$ : -2.357 VC: -1.65	HF: 3.612 VC: 2.55
VBASEAP	$\tau_{\mu} = -2.4536$ VC: -2.59	Lags: 9 LB*: 0.303	$\eta_{\mu} = 0.2681$ VC: 0.347	$OCSB(\beta_1)$ : -1.529 VC: -1.59	$OCSB(\beta_2)$ : -2.069 VC: -1.65	HF: 4.079 VC: 2.55
VMIP	$\tau_{\tau} = -2.0786$ VC: -3.17	Lags: 4 LB*: 0.669	$\eta_{\tau} = 0.1241$ VC: 0.119			
VM1-IP	$\tau_{\mu} = -3.1912$ VC: -2.59	Lags: 4 LB*: 0.626	$\eta_{\mu} = 0.0773$ VC: 0.347			
VM3BP	$\tau = -1.1389$ VC: -1.618	Lags: 5 LB*: 0.548	$\eta_{\mu} = 0.6496$ VC: 0.347			Caso 2: $\tau = -2.60$ VC: -3.96 ( $\lambda = 0.5$ )

### Primera diferencia de la velocidad

$\Delta$ VBASEP	$\tau = -2.9279$ VC: -1.618	Lags: 3 LB*: 0.550	$\eta_{\mu} = 0.1841$ VC: 0.347	$OCSB(\beta_1)$ : -2.461 VC: -1.59	$OCSB(\beta_2)$ : -2.257 VC: -1.65	HF: 7.69 VC: 2.55
$\Delta$ VBASEAP	$\tau = -2.5500$ VC: -1.618	Lags: 10 LB*: 0.509	$\eta_{\mu} = 0.1527$ VC: 0.347	$OCSB(\beta_1)$ : -2.127 VC: -1.59	$OCSB(\beta_2)$ : -2.004 VC: -1.65	HF: 4.96 VC: 2.55
$\Delta$ VMIP	$\tau = -2.3246$ VC: -1.618	Lags: 3 LB*: 0.629	$\eta_{\mu} = 0.2269$ VC: 0.347			
$\Delta$ VM3BP	$\tau = -2.2240$ VC: -1.618	Lags: 4 LB*: 0.456	$\eta_{\mu} = 0.1794$ VC: 0.347			

\* La estimación del estadístico Ljung-Box (LB) se basa en el rezago de orden T/4, entre paréntesis se reporta su correspondiente P-value.

\*\* En la estimación de la ventana de Bartlett se utiliza L8.

\*\*\* Los valores críticos reportados para la prueba HF son presentados por Osborn et al. (1988). Es de recordar que esta prueba plantea tres hipótesis: i)  $H_0: \beta_1 = 0$  raíz a la frecuencia cero, ii)  $H_0: \beta_2 = 0$  raíz estacional y iii)  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$  raíz a la frecuencia cero y estacional.

## V. EL MODELO $P^*$ EN COLOMBIA

### A. MODELO CONVENCIONAL

De acuerdo con los resultados de la sección anterior el modelo  $P^*$  convencional, al tener como exigencia la estabilidad de la velocidad de circulación del agregado monetario, puede aplicarse tan sólo al agregado monetario  $M1-1$  en sus dos definiciones.

Para efectos de estimación se especifica un modelo  $P^*$  convencional, con base en la ecuación (3) definida anteriormente:

$$p^* - p_t = (v^* - v_t) + (y_t - y^*)$$

Con el fin de modelar la inflación como una variable que conduce el nivel de precios corriente a su nivel de equilibrio de largo plazo, es necesario definir un mecanismo de formación de expectativas.

Esta discusión fue planteada inicialmente en los trabajos de Mussa (1981) y Mc Callum (1980)<sup>17</sup>. Mussa propone la siguiente ecuación de ajuste para la inflación:

$$(7) \quad \pi_t = \alpha[p_t - \bar{p}_t] + \bar{\pi}_t \quad \alpha < 0$$

Donde  $\bar{\pi}$  es un estimativo “*forward-looking*” del crecimiento del nivel de precios de equilibrio  $P$ . En el modelo de Mussa de precios rígidos y de desequilibrios de mercado,  $P$  es el nivel de precios que iguala la demanda y la oferta de dinero, sin embargo, las variables que afectan la demanda de dinero no necesitan encontrarse en sus valores de equilibrio de largo plazo. De esa forma,  $\bar{P}$  no contiene información “*forward-looking*” de esas otras variables moviéndose en el tiempo hacia sus valores de equilibrio de largo plazo.

Para Mc Callum la ecuación de ajuste de los precios es la siguiente:

$$(8) \quad \pi_t = \alpha[p_{t-1} - \tilde{p}_{t-1}] + E_{t-1}[\tilde{p}_t - \tilde{p}_{t-1}] \quad \alpha < 0$$

---

<sup>17</sup> De acuerdo con Hallman et al.

En esta ecuación, como para el caso anterior, la inflación responde a la brecha entre el nivel de precios actual y el de equilibrio. El nivel de precios de equilibrio de Mc Callum  $\tilde{P}$  mira hacia adelante es “*forward looking*”, en tanto representa el nivel de precios consistente con una economía que se encuentra en su potencial, dado el nivel corriente de la demanda agregada.  $\tilde{P}$  no asume que la demanda agregada se encuentra en su equilibrio de largo plazo, dado  $M$ , en otras palabras, no incorpora los ajustes futuros en velocidad de su nivel corriente.

En los modelos de Mussa y de McCallum el segundo término de la derecha, la tasa esperada de cambio en el nivel de precios de equilibrio, contiene información hacia adelante “*forward looking*”, mientras que en el modelo  $P^*$  ese tipo de información está contenida en el mismo  $P^*$ . De esa forma, en nuestro caso el mecanismo de formación de expectativas considera únicamente información hacia atrás “*backward-looking*”, al tiempo que la información hacia adelante estaría contenida en  $P^*$ . En consecuencia, se obtiene:

$$(9) \quad \pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_{1i} \pi_{t-i} + \alpha_2 (p_{t-1}^* - p_{t-1})$$

En este modelo la inflación ( $\pi$ ) es función de la inflación rezagada y de la brecha de precios. Si se reemplaza la brecha de precios por sus componentes se obtiene una versión menos restrictiva de la ecuación (7):

$$(10) \quad \pi_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^4 \gamma_{1i} \pi_{t-i} + \gamma_2 (y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \gamma_3 (v_{t-1}^* - v_{t-1})$$

Esta forma general contiene un modelo de curva de Phillips aceleracionista ( $\gamma_3 = 0$ ) y un modelo monetarista de inflación ( $\gamma_2 = 0$ ). En el primer caso, la inflación ajusta el desequilibrio que se presenta en el mercado de bienes ( $y - y^*$ ). En el segundo, es el desequilibrio monetario ( $v^* - v$ ) el que se ajusta por un incremento en el nivel de precios.

El Cuadro 2 presenta los resultados de la estimación  $OLS^{18}$  del modelo  $P^*$  tradicional (ecuación 10) considerando como variable explicativa el *gap* de la velocidad

<sup>18</sup> Dada la definición de velocidad y su carácter exógeno supuesto dentro del modelo, no necesariamente cierto, se lleva a cabo su estimación por el método de variables instrumentales. Sin embargo, no se obtiene un resultado estadísticamente diferente al presentado.

del agregado *MI-1* fin de período. Igualmente, en el Cuadro 2 se reportan las pruebas sobre comportamiento de los residuales, las cuales permiten derivar que en la regresión se tiene un comportamiento óptimo en estos últimos.

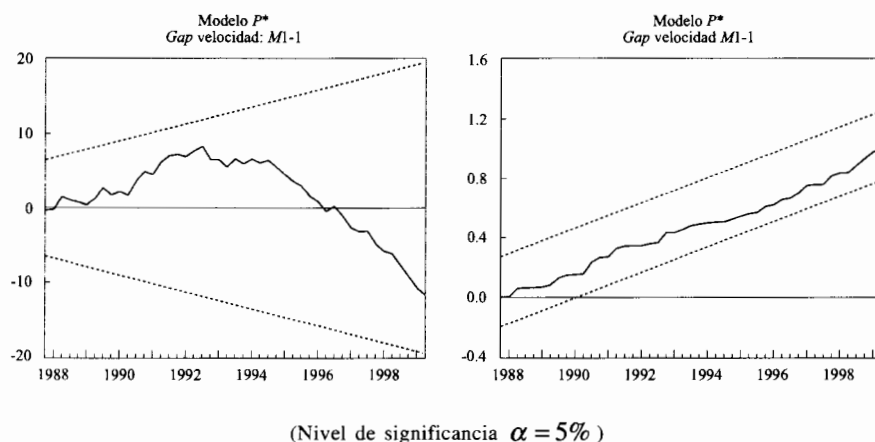
En la estimación se obtienen los signos esperados. Los desequilibrios monetarios (*GAPVELM1-1F*) y de producción (*GAPPIB*) tienen un efecto positivo sobre la inflación. Se han incluido como variables explicativas las variables *dummies* estacionales (*DQ1*, *DQ2* y *DQ3*) y otra variable *dummy* (*DU86*), que tiene en cuenta un valor extremo de la inflación detectado en el segundo trimestre de 1986.

El Gráfico 5 reporta las pruebas *CUSUM* y *CUSUM cuadrado* sobre los parámetros del modelo referenciado. Como se deriva, no existe evidencia para rechazar la hipótesis de estabilidad en los parámetros de dicho modelo.

**Cuadro 2**  
Modelo *P\**: variable dependiente *DLIPCF*  
(Agregados monetarios y precios fin de)

Modelo 1: <i>Gap</i> Velocidad <i>MI-1</i> fin de			
Variables	Coefficiente	Estadística <i>t</i>	Probabilidad
<i>C</i>	0.022956	2.673	0.010
<i>DQ1</i>	0.046360	7.126	0.000
<i>DQ2</i>	0.017903	1.619	0.112
<i>DQ3</i>	-0.007841	-0.908	0.368
<i>DU86</i>	-0.038237	-2.726	0.009
<i>D(LIPCF(-1))</i>	0.263070	2.269	0.027
<i>D(LIPCF(-3))</i>	0.270970	2.048	0.046
<i>GAPVELM1-1F(-6)</i>	0.057374	1.853	0.070
<i>GAPPIB(-1)</i>	0.355158	2.922	0.005
<i>R</i> <sup>2</sup> :	0.7781		
$\bar{R}^2$ :	0.7403		
Durbin-Watson:	1.692		
Jarque Bera: <i>P-value</i>	0.587		
Ljung-Box: <i>P-value</i>	0.216	Lags: 15	
White: <i>P-value</i>	0.107		
Arch (1): <i>P-value</i>	0.833		

**Gráfico 5**  
**Prueba CUSUM y CUSUM cuadrado**  
 (Velocidad: M1-1 fin de)



La estimación del modelo con la velocidad del agregado *M1-1* promedio, arrojó un resultado interesante. Se obtuvo, en ese caso, el modelo de curva de Phillips contenido en la ecuación (10)<sup>19</sup>. La interpretación de este resultado se encuentra ligada a la capacidad explicativa que la brecha de producto rezagada tiene sobre la inflación en una versión aumentada de la curva de Phillips, relación que ya fue explorada en detalle en un trabajo anterior<sup>20</sup>.

## B. ESTIMACIÓN DEL MODELO *P\** MODIFICADO

### 1. Definición del modelo

Con el fin de estimar el modelo *P\** para los agregados cuya velocidad es no estacionaria: base, *M1* y *M3B*<sup>21</sup>, en cada caso, en sus dos definiciones, y para la base

<sup>19</sup> Se obtuvo específicamente (estadísticas *t* entre paréntesis):

$$\hat{\pi} = 0.002 + 0.05DQ1 + 0.02DQ2 - 0.02DQ3 - 0.02DU86 + 0.02DUAJUS + 0.5\pi(-1) + 0.4\pi(-6) + 0.16GAPPIB - 0.03VELM1-1$$

(0.3) (8.8) (3.8) (-3.9) (-2.0) (3.1) (5.1) (3.6) (1.8) (-1.1)

<sup>20</sup> Véase López y Misas (1999).

<sup>21</sup> Es de señalar que, la base ajustada fin de, se descarta del análisis por no presentar una velocidad estacionaria en su segunda diferencia.

ajustada promedio, se especifica un modelo basado en la ecuación (6) presentada anteriormente:

$$p^* - p_t = \varphi_1(y_t - y^*) + \varphi_2(i_t - i_t^*) + \varepsilon_t$$

Como en el caso convencional, se define un mecanismo de formación de expectativas en el que  $P^*$  contiene la información hacia adelante mientras la información hacia atrás está contenida en los rezagos de la inflación. A partir de esta consideración y de la ecuación (6) se determina una ecuación para la dinámica de la inflación en el corto plazo:

$$(11) \quad \pi_t = \Theta_0 + \Theta_1 ygap_{t-k} + \Theta_2 mgap_{t-k} + \Theta_3 rgap_{t-k} + \sum_{i=1}^k \Phi_i \pi_{t-i} + \zeta_t$$

En esta ecuación aparecen los *gap* de producto (*ygap*), de dinero (*mgap*) y de tasa de interés (*rgap*) como variables exógenas que determinan la tasa de inflación. En el lado derecho de la ecuación también se consideran los rezagos de la inflación y, por supuesto, un error aleatorio ( $\zeta$ )<sup>22</sup>.

En este modelo, la dificultad se encuentra en el cálculo de la brecha de tasa de interés y de la brecha monetaria. Para el primer caso se realizó un ejercicio con la metodología de Hodrick-Prescott, con el fin de calcular la tasa de interés de largo plazo y de esa forma la brecha correspondiente. La brecha monetaria implicó un mayor esfuerzo.

La brecha monetaria, definida como el nivel corriente de desequilibrio monetario de largo plazo<sup>23</sup>, se calcula a partir del vector de cointegración, encontrado bajo la metodología de Johansen (1988, 1995), relacionado con la función de demanda del agregado monetario particular<sup>24</sup>. Es decir, se parte de la siguiente especificación *VEC* (*Vector Error Correction*):

<sup>22</sup> La crítica de Hendry y Ericsson (1991) al trabajo clásico de Friedman y Schwartz no es extensiva al planteamiento aquí presentado. El modelo  $P^*$  modificado que utilizamos deriva la dinámica de los precios de una relación en el estado estacionario entre los precios, el dinero, la tasa de interés y el producto. No se ha invertido la demanda, esta se reemplaza en esa relación. Véase también Ericsson et al. (1998).

<sup>23</sup> Una ampliación de la discusión acerca del enfoque de desequilibrio monetario se encuentra en Goodhart (1989).

<sup>24</sup> De acuerdo con la ecuación (10), el *gap* monetario se define como  $\beta' X_{t-1}$ .



$$(12) \quad \Delta X_t = \Gamma(L)\Delta X_t + DZ_t + \alpha\beta' X_{t-1}$$

donde:  $X' = [LM, LIPC, LPIB, i]$ <sup>25</sup>.

$\Gamma(L)$  = Matriz de parámetros.

$Z$  = variables exógenas (*dummies* estacionales y constantes).

## 2. Construcción de la brecha monetaria

Como ya se mencionó el *gap* monetario se determina a partir del vector de cointegración relacionado con la función de demanda del agregado monetario particular.

En nuestro caso, la selección de los sistemas de información y de los modelos se basa en la coherencia económica del vector de cointegración (signos), cuadros 3 y 3A<sup>26</sup>, en las pruebas sobre exclusión, estacionariedad y exogeneidad débil sobre las variables de cada sistema<sup>27</sup>, cuadros 4 y 4A, y en las pruebas de comportamiento del error, cuadros 5 y 5A.

El análisis de cointegración se lleva a cabo a través de dos modelos *DRIFT* y *CIDRIFT* Hansen y Juselius (1995), entendiendo por *CIDRIFT* aquel que incluye tendencia en el vector de cointegración y por *DRIFT* el que no la incluye (Johansen, 1994), en los dos casos se consideran diferentes longitudes de rezago, las cuales van desde uno hasta cinco.

Los cuadros 3 y 3A presentan, para las funciones de demanda seleccionadas, los vectores de cointegración y las velocidades de ajuste, así como también la estadística del máximo valor propio y sus correspondientes valores críticos de acuerdo con la corrección de Cheung y Lai (1993).

El análisis de cointegración a partir de variables fin de, Cuadro 3, permite seleccionar, en la conformación de funciones de demanda de dinero, dos agregados mone-

<sup>25</sup> Con excepción de la tasa de interés, las variables se trabajan en logaritmo.

<sup>26</sup> El mismo procedimiento se lleva a cabo considerando los sistemas de información bajo las dos definiciones (fin de período y promedio del período).

<sup>27</sup> Harris (1995).

**Cuadro 3**  
**Cointegración**  
(Agregados monetarios y precios fin de)

Sistema / Modelo Longitud del rezago	Prueba de cointegración		Vectores de cointegración	Velocidad de ajuste			
	$\lambda$ max	V. Crítico	$\beta$	$\alpha$			
				<i>DLMI</i>	<i>DLIPC</i>	<i>DLPIB</i>	<i>DTCDT</i>
<i>{LMIF, LIPCF, LPIBK, TCDT, T}</i>							
<i>CIDRIFT</i>	31.58	19.8	$[1.00, -0.763, -2.415, -0.002, 0.005]$	$[0.38]$	$[-0.03]$	$[0.20]$	$[7.67]$
Rezago: 4	18.73	16.1	$[1.00, -1.348, -1.524, 0.032, 0.034]$	$[-0.02]$	$0.02$	$0.04$	$-9.63$
	12.86	12.3	$[1.00, -3.983, 10.477, -0.035, 0.053]$	$[-0.03]$	$0.01$	$0.01$	$2.08$
	3.28	10.5					
<i>{LBASEF, LIPCF, LPIBK, TCDT, T}</i>				<i>DLBASE</i>	<i>DLIPC</i>	<i>DLPIB</i>	<i>DTCDT</i>
<i>CIDRIFT</i>	25.73	19.8	$[1.00, -1.939, -5.061, 0.023, 0.095]$	$[0.25]$	$[-0.04]$	$[0.10]$	$[-18.1]$
Rezago: 5	12.63	16.1					
	11.11	12.3					
	2.12	10.5					

tarios: base monetaria y *MI*. En el caso de la base, la estadística del máximo valor propio,  $\lambda - max$ , reporta la existencia de un solo vector de cointegración, coherente con la teoría monetaria. Al considerar *MI*,  $\lambda - max$  registra la existencia de tres vectores de cointegración, donde el segundo de ellos puede ser interpretado como una función de demanda<sup>28</sup>.

Al considerar información promedio, Cuadro 3A, el número de vectores de cointegración, en el sistema que incluye a *MIP* como agregado monetario y que considera la tendencia en el vector de cointegración, es determinado mediante la estadística de la traza<sup>29</sup>, la cual sugiere la existencia de dos vectores de

<sup>28</sup> Los vectores de cointegración seleccionados permitirán posteriormente determinar, en cada caso, el gap monetario.

<sup>29</sup> La estadística del máximo valor propio reporta un vector de cointegración adicional. Sin embargo, bajo este nuevo vector de cointegración, la prueba de estacionariedad en el sistema permite concluir que la tasa de interés es estacionaria, resultado contrario a resultados encontrados en otros trabajos.

**Cuadro 3A**  
**Cointegración**  
(Agregados monetarios y precios promedio)

Sistema / Modelo Longitud del rezago	Prueba de cointegración		Vectores de cointegración $\beta$	Velocidad de ajuste $\alpha$			
	$\lambda$ max	V. Crítico					
{LMIP, LIPCP, LPIBK, TCDT, T}				DMI	DIPC	DPIB	DTCDT
CIDRIFT	84.91*	58.96*	$\begin{bmatrix} 1.00 & -3.437 & -4.909 & 0.061 & 0.194 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} -0.04 \\ 0.269 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} -0.005 \\ -0.001 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} -0.002 \\ 0.182 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} -4.83 \\ -156 \end{bmatrix}$
Rezago: 2	49.57	39.08	$\begin{bmatrix} 1.00 & -0.800 & -3.718 & 0.007 & 0.02 \end{bmatrix}$				
	22.07	22.95					
	6.70	10.56					
{LBASEAP, LIPCP, LPIBK, TCDT}				DLBASE	DLIPC	DLPIB	DTCDT
DRIFT	35.33	19.88	$\begin{bmatrix} 1.00 & -0.618 & -2.996 & 0.006 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} -0.23 \\ -0.007 \\ -0.019 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} -0.117 \\ -0.018 \\ 0.001 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} 0.128 \\ 0.044 \\ -0.007 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} -20.1 \\ 11.7 \\ 0.57 \end{bmatrix}$
Rezago: 2	27.51	16.13	$\begin{bmatrix} 1.00 & -0.903 & -1.803 & -0.024 \end{bmatrix}$				
	15.37	12.39	$\begin{bmatrix} 1.00 & -4.783 & 21.27 & 0.036 \end{bmatrix}$				
	6.70	10.56					

\* Estadística de la traza.

cointegración. El primer vector se selecciona según su coherencia con la teoría económica de funciones de demanda de dinero. En el segundo sistema, donde se considera la base monetaria ajustada promedio, a través de la estadística  $\lambda - max$  se encuentran tres vectores de cointegración. Se selecciona en este caso el primer vector, con el fin de construir el *gap* monetario correspondiente<sup>30</sup>.

En el Cuadro 4, las pruebas de exclusión muestran que ninguna de las variables, en cada sistema (modelo *VEC*) seleccionado, están por fuera del vector de cointegración a un nivel de significancia del 5%. En el sistema que considera como agregado monetario a *MI* se acepta la presencia de tendencia en el vector a un nivel de significancia del 12%<sup>31</sup>. Las pruebas de estacionariedad, bajo los dos

<sup>30</sup> Véase Goldfeld y Sichel (1990).

<sup>31</sup> Es decir, la selección del modelo *CIDRIFT*.

**Cuadro 4**  
Comportamiento de las variables en el vector de cointegración  
(Agregados monetarios y precios fin de)

Variables	Exclusión*	Estacionariedad*	Exogeneidad débil*
Sistema: {LMIF, LIPCF, LPIBK, TCDT, T}			
LMIF	0.0000	0.0039	0.0001
LIPCF	0.0001	0.0034	0.3661
LPIBK	0.0000	0.0049	0.0000
TCDT	0.0012	0.0064	0.0005
T	0.1131		
Sistema: {LBASEF, LIPCF, LPIBK, TCDT, T}			
LBASEF	0.0001	0.0000	0.1146
LIPCF	0.0003	0.0000	0.3272
LPIBK	0.0000	0.0000	0.0163
TCDT	0.0008	0.0000	0.0021
T	0.0000		
* Los valores reportados corresponden a los <i>P-values</i> de las estadísticas consideradas.			

sistemas seleccionados, sugieren que las variables consideradas son integradas de orden uno,  $I(1)$ . Las pruebas sobre exogeneidad débil permiten concluir que existe evidencia para rechazar la hipótesis nula tanto sobre *MI* como sobre la base monetaria en el sistema correspondiente. Específicamente, el sistema que considera la variable *M3BF* se excluye del ejercicio al no poder rechazar la hipótesis de exogeneidad débil sobre dicha variable.

En el Cuadro 4A se reportan los resultados de las pruebas de exclusión, estacionariedad y exogeneidad débil sobre los sistemas que consideran los agregados monetarios y los precios promedio. Como puede observarse, existe evidencia para rechazar las hipótesis de exclusión del vector de cointegración y de estacionariedad de cada una de las variables en los dos sistemas seleccionados. La prueba sobre exogeneidad débil muestra que existe evidencia para rechazar la hipótesis nula al considerar los dos agregados monetarios: base ajustada y *MI*.

De la misma forma que para el caso de las variables fin de, la existencia de un vector de cointegración consistente con la teoría económica y la no exogeneidad

**Cuadro 4A**  
Comportamiento de las variables en el vector de cointegración  
(Agregados monetarios y precios promedio)

Variables	Exclusión*	Estacionariedad*	Exogeneidad débil*
Sistema: {LMIP, LIPCP, LPIBK, TCDT, T}			
LMIP	0.0065	0.0000	0.0004
LIPCP	0.0284	0.0000	0.7827
LPIBK	0.0021	0.0001	0.0194
TCDT	0.0001	0.0020	0.0008
T	0.0065		
Sistema: {LBASEAP, LIPCP, LPIBK, TCDT}			
LBASEAP	0.0000	0.0343	0.0051
LIPCP	0.0000	0.0305	0.0037
LPIBK	0.0000	0.0404	0.0038
TCDT	0.0001	0.0192	0.0000
* Los valores reportados corresponden a los <i>P-values</i> de las estadísticas consideradas.			

débil de los agregados monetarios promedio seleccionados permiten la construcción de los *gap* monetarios correspondientes.

En el caso de los dos sistemas contruidos con variables monetarias fin de, Cuadro 5, se presenta un comportamiento normal multivariado en sus residuales, en tanto que, la autocorrelación multivariada, bajo el estadístico Ljung-Box, sólo se alcanza a un nivel de significancia del 1%. Las estadísticas *LM*(1) y *LM*(4) sugieren no autocorrelación multivariada a los niveles de significancia usuales<sup>32</sup>. Pruebas estadísticas similares para los residuales correspondientes a los modelos estimados considerando información promedio, Cuadro 5A, sugieren que estos tienen un comportamiento normal y no autocorrelacionado a los niveles de significancia usuales. Es de señalar que, al considerar como agregados monetarios promedio la base y *M3B* los modelos estimados son descartados por no presentar coherencia económica en los vectores de cointegración, encontrados en cada caso,

<sup>32</sup> Es de señalar que, en la construcción de la estadística de Ljung-Box se considera un número de rezagos igual a  $T/4$ , en tanto que, el número de rezagos de las estadísticas tipo *LM* son los referenciados entre paréntesis, uno y cuatro.

**Cuadro 5**  
Pruebas multivariadas sobre comportamiento de los residuales  
(Agregados monetarios y precios fin de)

Sistema	Normalidad*	Autocorrelación*		
		<i>LB</i>	<i>LM(1)</i>	<i>LM(4)</i>
{ <i>LMIF, LIPCF, LPIBK, TCDT, T</i> }	0.11	0.01	0.89	0.09
{ <i>LBASEF, LIPCF, LPIBK, TCDT, T</i> }	0.10	0.01	0.26	0.12

\* Reportados los *P-values* asociados a las diferentes pruebas.

**Cuadro 5A**  
Pruebas multivariadas sobre comportamiento de los residuales  
(Agregados monetarios y precios promedio)

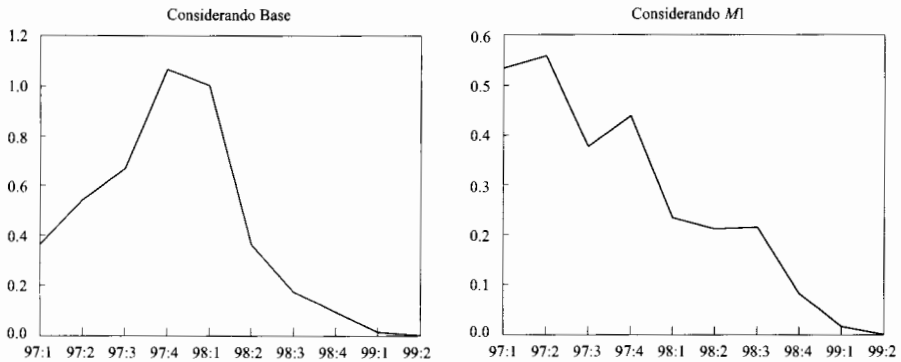
Sistema	Normalidad*	Autocorrelación*		
		<i>LB</i>	<i>LM(1)</i>	<i>LM(4)</i>
{ <i>LMIP, LIPCP, LPIBK, TCDT, T</i> }	0.88	0.31	0.72	0.38
{ <i>LBASEAP, LIPCP, LPIBK, TCDT</i> }	0.18	0.38	0.14	0.99

\* Reportados los *P-values* asociados a las diferentes pruebas.

con la función de demanda. Adicionalmente, en estos modelos se incumplen los supuestos sobre comportamiento del error.

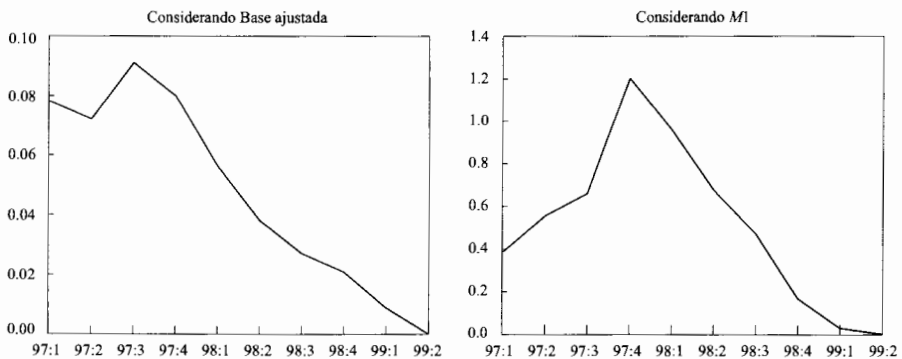
Finalmente, en los gráficos 6 y 6A se presentan las pruebas de estabilidad, a un nivel de significancia  $\alpha=1\%$ , propuestas por Hansen y Johansen (1993) del vector o vectores de cointegración encontrados al utilizar agregados fin de y promedio, respectivamente. Los gráficos han sido reescalados de tal forma que aquellos valores mayores que uno indican inestabilidad del vector de cointegración para dicho nivel de significancia. Es decir, evidencia para rechazar la hipótesis nula de estabilidad.

**Gráfico 6**  
Estabilidad de los vectores de cointegración  
(Agregados monetarios y precios fin de)



(Nivel de significancia del 1%)

**Gráfico 6A**  
Estabilidad de los vectores de cointegración  
(Agregados monetarios y precios promedio)



(Nivel de significancia al 1%)

Para el caso de la base fin de, la prueba se lleva a cabo considerando un vector de cointegración, en tanto que, en el caso de *M1* fin de la prueba analiza la estabilidad de los tres vectores de cointegración encontrados. En los dos casos se puede concluir que los vectores de cointegración son estables<sup>33</sup> para el período de análisis. En el caso de la base ajustada promedio, los vectores de cointegración son estables en el período de análisis, hecho que no se alcanza al considerar en el sistema de información a *M1* promedio.

La no estabilidad de los vectores de cointegración para el sistema que incluye *M1* promedio, como agregado monetario, lleva a la eliminación de su correspondiente *gap* como variable explicativa en la modelación *P\** modificada.

En suma, el tratamiento econométrico definido en esta subsección ha permitido construir la brecha monetaria para tres agregados monetarios: *BASEF*, *M1F* y *base ajustada promedio*. Las restantes variables que se habían seleccionado para realizar este ejercicio no han podido utilizarse. En el caso de *M3BF*, la razón para su exclusión se encuentra en que no pudo rechazarse la hipótesis de exogeneidad débil de esta variable, requisito fundamental para construir una función de demanda de dinero, de acuerdo con la metodología utilizada. Tampoco ha podido utilizarse el agregado *M1P*, debido a la inestabilidad del vector de cointegración. Para el caso de la *BASEP* y de *M3BP*, el problema se encuentra en la falta de sentido económico de los resultados obtenidos en sus respectivos vectores de cointegración.

### 3. Estimación del modelo *P\** modificado

Una vez generadas las brechas monetarias para la base monetaria y *M1* fin de período y para la base monetaria ajustada promedio, el paso siguiente es estimar el modelo *P\** modificado (ecuación 11).

Los resultados del Cuadro 6 muestran que para el caso del modelo construido con la brecha monetaria de la base, panel superior, y de *M1*, panel inferior, la inflación rezagada es estadísticamente significativa en la explicación de la inflación presente. En el primer caso, los rezagos son de un año y año medio, en tanto que, en el segundo es de solo un año. También se encuentra que la brecha monetaria es significativa y presenta un signo positivo en los dos modelos. Su efecto, sin embar-

<sup>33</sup> Al considerar un nivel de significancia del 5%, se obtiene un resultado similar, en lo concerniente a estabilidad, al considerar los vectores de cointegración correspondientes al ejercicio de *M1*. Sin embargo, al examinar el vector de cointegración que incluye la base monetaria, éste presenta, a dicho nivel, algunos puntos de inestabilidad.



**Cuadro 6**  
Modelos modificados *P*: variable dependiente *DLIPCF*  
(Agregados monetarios y precios fin de)

Modelo 1: Gap Monetario-Base			
Variables	Coefficiente	Estadística <i>t</i>	Probabilidad
<i>C</i>	1.50927	1.726	0.0896
<i>DQ1</i>	0.02701	4.386	0.0001
<i>DQ2</i>	0.01932	4.288	0.0001
<i>DQ3</i>	-0.01932	-3.556	0.0008
<i>DU86</i>	-0.07484	-6.058	0.0000
<i>DUAJUS</i>	0.02567	4.179	0.0001
<i>D(LIPCF(-4))</i>	0.55516	5.446	0.0000
<i>D(LIPCF(-6))</i>	0.47614	4.952	0.0000
<i>PROB1</i>	0.01609	3.958	0.0002
<i>GM-BASEF(-9)</i>	0.02908	1.734	0.0881
<i>GAPPIB(-2)</i>	0.24684	2.583	0.0124
<hr/>			
$R^2$ :	0.8280		
$\bar{R}^2$ :	0.7979		
Durbin-Watson:	1.891		
Jarque Bera:	<i>P-value</i> 0.581	Lags: 15	
Ljung-Box:	<i>P-value</i> 0.331		
White:	<i>P-value</i> 0.107		
Arch (1):	<i>P-value</i> 0.747		
<hr/>			
Modelo 2: Gap Monetario-M1			
Variables	Coefficiente	Estadística <i>t</i>	Probabilidad
<i>C</i>	0.20052	1.871	0.066
<i>DQ1</i>	-0.01444	-1.468	0.147
<i>DQ2</i>	0.01979	3.334	0.002
<i>DQ3</i>	-0.01658	-3.175	0.003
<i>DU86</i>	-0.07764	-6.406	0.000
<i>DUAJUS</i>	0.02360	3.964	0.002
<i>D(LIPCF(-4))</i>	0.59575	5.712	0.000
<i>D(LM1F(-1))</i>	0.13969	3.591	0.001
<i>PROB1</i>	0.01354	3.340	0.002
<i>GM-M1F(-10)</i>	0.02297	7.791	0.078
<i>GAPPIB(-1)</i>	0.42025	4.562	0.000
<hr/>			
$R^2$ :	0.8382		
$\bar{R}^2$ :	0.8093		
Durbin-Watson:	1.8303		
Jarque Bera:	<i>P-value</i> 0.572	Lags: 15	
Ljung-Box:	<i>P-value</i> 0.848		
White:	<i>P-value</i> 0.667		
Arch (1):	<i>P-value</i> 0.324		

go, es a largo plazo, lo cual es consistente con el tipo de modelo teórico que soporta la estimación econométrica. Esto significa que los desequilibrios monetarios observados hace nueve trimestres, para el caso de la base monetaria, y 10 trimestres, para el caso de *M1*, afectan la inflación contemporánea. La brecha del producto, por su parte, también es estadísticamente significativa y arroja el signo positivo esperado. En este caso, en los dos modelos, se observa que los desequilibrios en el mercado de bienes, que son recogidos por esta variable, tienen un efecto más cercano en el tiempo sobre el incremento en el nivel de precios que la brecha monetaria.

Es de señalar que, en ninguno de los modelos estimados la brecha de tasa de interés es estadísticamente significativa. Este hecho lleva a considerar la inclusión de una variable *proxy*, *PROB1*, utilizada anteriormente por López y Misas (1999) como una variable de expectativas de inflación. Esta variable proviene de la estimación del modelo “switching” de Hamilton para la inflación trimestral<sup>34</sup>. Con esta metodología se construyen las correspondientes probabilidades filtradas o de estado, que permite definir dos regímenes<sup>35</sup>.

El primer régimen, definido por la probabilidad de que la inflación se encuentre en el estado 1 de mayor varianza y mayor media (*PROB2*), aparece con claridad desde comienzos de 1985 hasta comienzos de 1989. El período de transición entre los dos regímenes que se inicia en 1988 tiene una duración aproximada de dos años y medio. A partir de ese año el modelo asigna una probabilidad cada vez más elevada a la hipótesis de una media baja y una varianza baja a la inflación. Ese segundo régimen, media baja y varianza baja (*PROB1*), corresponde nítidamente a la situación de la inflación colombiana desde 1991 hasta el presente<sup>36</sup>. Es interesante observar cómo, en términos porcentuales, a partir de 1991 las probabilidades atribuidas al segundo régimen de media y varianza baja se encuentran entre 90% y 100%.

<sup>34</sup> Es importante mencionar que, las probabilidades de estado (Metodología Hamilton, 1994) se estiman a través de un programa desarrollado por Melo y Misas (1997) bajo el módulo *IML* de SAS, versión 6.12.

<sup>35</sup> Es de señalar que, algunos autores trabajan con las probabilidades suavizadas, las cuales podrían, en nuestro caso, arrojar también buenos resultados.

<sup>36</sup> En el caso en que se desee efectuar un pronóstico de inflación bajo los modelos seleccionados de curva de Phillips que consideran las probabilidades de estado, se hace necesario llevar a cabo un pronóstico de éstas, lo cual requiere de: i) las probabilidades filtradas estimadas para la última observación de tiempo en el período de análisis  $\left(\hat{\epsilon}_t | \mathcal{F}_t\right)$  y ii) de la matriz de probabilidades ergódicas  $(\pi)$ .

La justificación para la inclusión de esta variable se encuentra en los trabajos de Mishkin y Fama<sup>37</sup> apoyados en la teoría de las expectativas de la estructura a plazos de la tasa de interés (Walsh, 1998). Estas investigaciones encuentran que la estructura a plazos de las tasas de interés contiene considerable información sobre la inflación futura, para el caso de estructuras superiores a un año. Por el contrario, en el caso de estructuras inferiores a un año la información contenida es muy poca. En ese sentido, nuestra variable puede ser asociada a las expectativas de inflación que buscan ser capturadas con la brecha de tasas de interés.

Adicionalmente, los modelos incluyen variables *dummies* estacionales. La variable *DU86*, explicada anteriormente, también se incorpora en el modelo, así como otra variable *dummy*, *DUAJUSTE*, que captura el comportamiento atípico observado en el comportamiento de la economía durante el ajuste económico que se llevó a cabo durante la administración Betancourt (1982-1986).

Es de anotar que, el *gap* monetario definido a través de la base ajustada promedio presenta un signo contraintuitivo en el coeficiente asociado al *gap* monetario en la estimación del modelo  $P^*$  modificado, razón por la cual es descartado.

Como pruebas adicionales sobre los residuales de los modelos modificados  $P^*$  seleccionados, se llevan a cabo las pruebas *CUSUM* y *CUSUM cuadrado*, las cuales revisan la estabilidad de los parámetros del modelo correspondiente. Como se deriva de los gráficos 7 y 8, los dos modelos modificados  $P^*$  presentan estabilidad en sus parámetros.

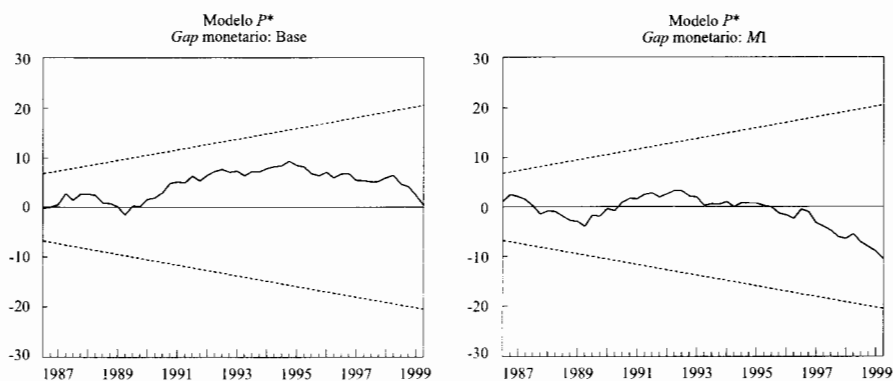
## VI. EVALUACIÓN DE PRONÓSTICOS

Los modelos de inflación descritos en la sección anterior fueron evaluados con base en sus pronósticos “*rolling*” fuera de muestra sobre dos alternativas. En la primera, se consideró un horizonte de un trimestre ( $h=1$ ), mientras que en la segunda uno de cuatro trimestres ( $h=4$ ). En los cuadros 7 y 7A se reportan algunas estadísticas de evaluación del desempeño en los pronósticos fuera de muestra, para los modelos  $P^*$  seleccionados, considerando en cada caso dos períodos diferentes para la evaluación: 1992.1-1999.2 y 1998.1-1999.2<sup>38</sup>.

<sup>37</sup> Véase los artículos relevantes en la bibliografía.

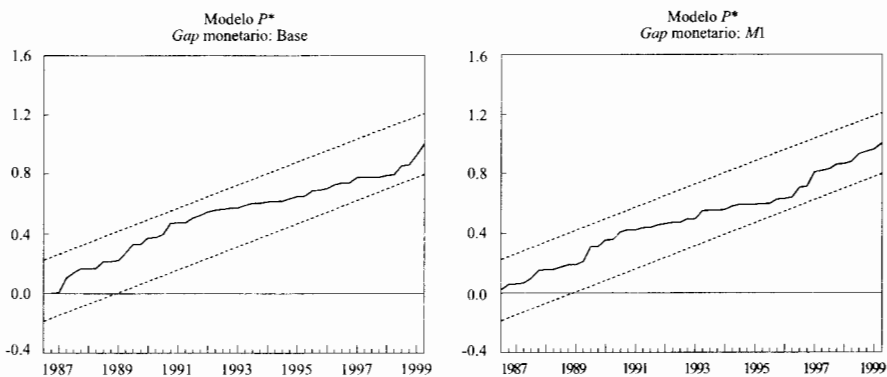
<sup>38</sup> En Pindyck y Rubinfeld (1998) se encuentra una explicación de los estadísticos utilizados en esta sección.

**Gráfico 7**  
**Prueba CUSUM**  
 (Agregados monetarios y precios fin de)



(Nivel de significancia  $\alpha = 5\%$  )

**Gráfico 8**  
**Prueba CUSUM cuadrado**  
 (Agregados monetarios y precios fin de)



(Nivel de significancia  $\alpha = 5\%$  )

Adicionalmente y con el propósito de realizar comparaciones, se presentan las mismas estadísticas para los pronósticos obtenidos considerando los modelos *ARIMA* y de curva de Phillips (López y Misas, 1999). Como se observa en el Cuadro 7, para el período de pronóstico comprendido entre 1992 y 1999, con relación a las diferentes medidas, el mejor modelo tipo *P\**, de acuerdo con el desempeño de su pronóstico, se obtiene al utilizar en la determinación del *gap* monetario el agregado base monetaria fin de. Sin embargo, es de señalar que el modelo de curva de Phillips presenta las mejores estadísticas de desempeño, tanto para el horizonte uno como para el cuatro.

En el Cuadro 7A se reportan las estadísticas ya mencionadas para el período comprendido entre 1998 y 1999, tan sólo para los modelos *P\**. En general, las diferentes medidas coinciden en sugerir que para el caso del horizonte uno el mejor modelo es aquel que considera a *M1* fin de, en tanto que, para el horizonte cuatro es aquel que considera la base monetaria fin de.

Con el propósito de determinar si las diferencias entre el desempeño de los pronósticos de los modelos considerados son o no estadísticamente significativos para el período 1992-1999, se lleva a cabo la prueba de Granger y Newbold (1977)<sup>39</sup> sobre el error cuadrático medio de dichos pronósticos, *ECMP*. Esta prueba compara los pronósticos de dos modelos bajo una hipótesis nula que plantea la igualdad de sus correspondientes *ECMP*, suponiendo que sus errores de pronóstico son insesgados, no correlacionados y normales bivariados.

El primer paso en la prueba de Granger y Newbold es la verificación del cumplimiento de los supuestos mencionados. La verificación sobre los errores de pronóstico de las hipótesis nulas que plantean: i) insesgamiento, ii) no autocorrelación y iii) normalidad univariada, se lleva a cabo a través de las pruebas propuestas por Holden y Peel (1989)<sup>40</sup>, la prueba tradicional de Ljung-Box y la prueba de Jarque-Bera, respectivamente. El Cuadro 8 presenta las estadísticas de evaluación de tales supuestos. En el caso del horizonte uno, las pruebas de verificación validan, en general, los supuestos para todos los modelos considerados bajo los niveles de significancia tradicionales<sup>41</sup>. Al considerar el horizonte cuatro, se observa en algunos casos, que existe evidencia para rechazar la hipótesis nula correspondiente.

<sup>39</sup> Una descripción y aplicación de esta prueba se encuentra en Castaño y Melo (1998).

<sup>40</sup> Una descripción y aplicación de esta prueba se encuentra en Castaño y Melo (1998).

<sup>41</sup> Tipo *P\**, curva de Phillips y *ARIMA*. Sin embargo, es de señalar que para el caso de la prueba de insesgamiento referente a los modelos: *P\** modificado (*M1* fin de) y *ARIMA* la verificación se alcanza a un nivel de significancia del 1%. En el caso del modelo *P\** tradicional que considera *M1-I* fin de, el supuesto de insesgamiento no se cumple para el horizonte uno.

**Cuadro 7**  
**Pronósticos, 1992-1999**  
(Agregados monetarios y precios fin de)

Modelo	Horizonte de un trimestre ( $h = 1$ )				Horizonte de cuatro trimestres ( $h = 4$ )			
	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>	<i>RMSE</i>	<i>RMSPE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>	<i>RMSE</i>	<i>RMSPE</i>
<i>P*</i> ( <i>MI-IF</i> ) 1/	1.55	8.01	1.73	9.38	5.15	29.67	6.03	39.48
<i>P*</i> ( <i>BASEF</i> ) 2/	1.09	5.98	1.33	8.57	2.14	12.82	2.84	21.86
<i>P*</i> ( <i>MIF</i> ) 2/	1.15	6.13	1.41	7.96	2.75	16.00	3.53	23.50
Phillips	0.95	5.23	1.20	7.91	2.11	12.05	2.62	18.71
<i>ARIMA</i>	1.10	6.08	1.40	8.99	2.82	17.06	3.80	29.97

1/ Modelo *P\** tradicional.  
2/ Modelo *P\** modificado.

**Cuadro 7A**  
**Pronósticos, 1998-1999**  
(Agregados monetarios y precios fin de)

Modelo	Horizonte de un trimestre ( $h = 1$ )				Horizonte de cuatro trimestres ( $h = 4$ )			
	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>	<i>RMSE</i>	<i>RMSPE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>	<i>RMSE</i>	<i>RMSPE</i>
<i>P*</i> ( <i>MI-IF</i> ) 1/	1.86	12.65	1.98	13.81	8.58	60.82	8.78	69.33
<i>P*</i> ( <i>BASEF</i> ) 2/	1.74	12.92	1.94	16.11	2.87	25.00	4.04	40.87
<i>P*</i> ( <i>MIF</i> ) 2/	1.47	10.27	1.57	11.90	4.13	30.48	4.47	38.72

1/ Modelo *P\** tradicional.  
2/ Modelo *P\** modificado.

**Cuadro 8**  
**Estadísticas sobre los errores de pronóstico**  
 (Agregados monetarios y precios fin de)

		Prueba de inesgamiento		Prueba de autocorrelación		Prueba de normalidad			
		Horizonte de pronóstico		Horizonte de pronóstico		Horizonte de pronóstico			
		<i>h</i> =1	<i>h</i> =4		<i>h</i> =1	<i>h</i> =4		<i>h</i> =1	<i>h</i> =4
<i>P*</i> ( <i>MI-I</i> ) 1/	Media	-1.035	-7.392	<i>Q-stat.</i>	7.231	39.030	<i>J-B stat.</i>	2.360	1.051
	<i>P-value</i>	(0.00)	(0.00)	<i>P-value</i>	(0.41)	(0.00)	<i>P-value</i>	(0.31)	(0.59)
<i>P*</i> ( <i>BASEF</i> ) 2/	Media	-0.223	-0.877	<i>Q-stat.</i>	5.665	11.191	<i>J-B stat.</i>	1.967	2.211
	<i>P-value</i>	(0.37)	(0.11)	<i>P-value</i>	(0.58)	(0.13)	<i>P-value</i>	(0.37)	(0.33)
<i>P*</i> ( <i>MIF</i> ) 2/	Media	-0.587	-2.585	<i>Q-stat.</i>	8.247	14.878	<i>J-B stat.</i>	0.544	1.540
	<i>P-value</i>	(0.02)	(0.00)	<i>P-value</i>	(0.31)	(0.04)	<i>P-value</i>	(0.76)	(0.46)
Phillips	Media	-0.089	-0.140	<i>Q-stat.</i>	7.687	19.453	<i>J-B stat.</i>	1.157	3.491
	<i>P-value</i>	(0.69)	(0.79)	<i>P-value</i>	(0.36)	(0.01)	<i>P-value</i>	(0.56)	(0.17)
ARIMA	Media	-0.629	-2.606	<i>Q-stat.</i>	7.940	14.634	<i>J-B stat.</i>	1.243	14.505
	<i>P-value</i>	(0.01)	(0.00)	<i>P-value</i>	(0.34)	(0.04)	<i>P-value</i>	(0.54)	(0.00)

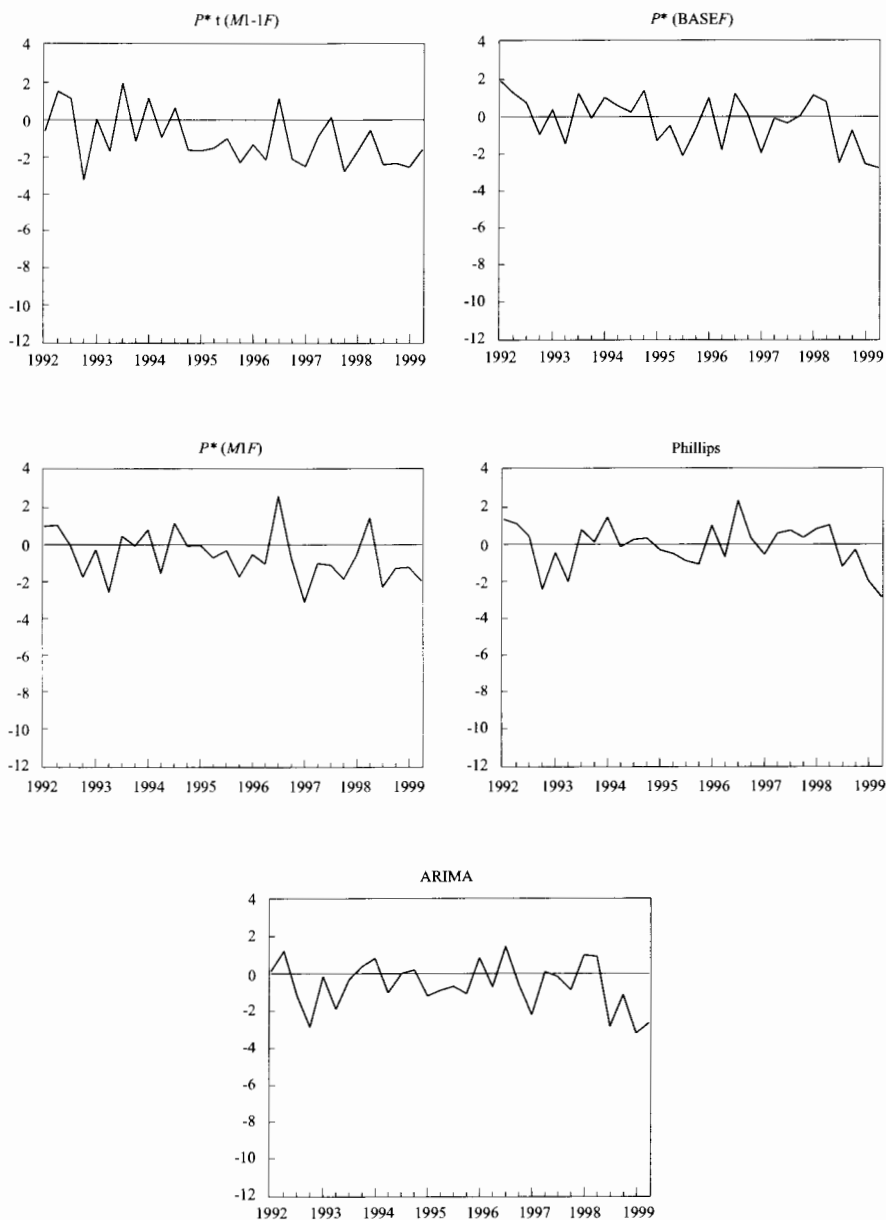
1/ Modelo *P\** tradicional.  
2/ Modelo *P\** modificado.

En los gráficos 9 y 9A se presentan los errores de pronósticos<sup>42</sup> para los horizontes uno y cuatro, respectivamente, y para el período comprendido entre 1992 y 1999. Como se observa, en el horizonte cuatro se presenta un aumento considerable en la magnitud del error y se confirma la existencia de sesgo<sup>43</sup> en el caso de los modelos: *P\** tradicional considerando *MI-I* fin de, *P\** modificado incluyendo a *MI* fin de y *ARIMA*. Es de señalar que, en el caso de estos tres modelos, la mayor parte del tiempo se ha presentado una sobre-estimación de la inflación anual para el horizonte cuatro.

<sup>42</sup> Definidos estos como la diferencia entre el valor observado y el valor pronosticado, por el respectivo modelo, de la inflación anual.

<sup>43</sup> Es decir, su valor esperado es diferente de cero.

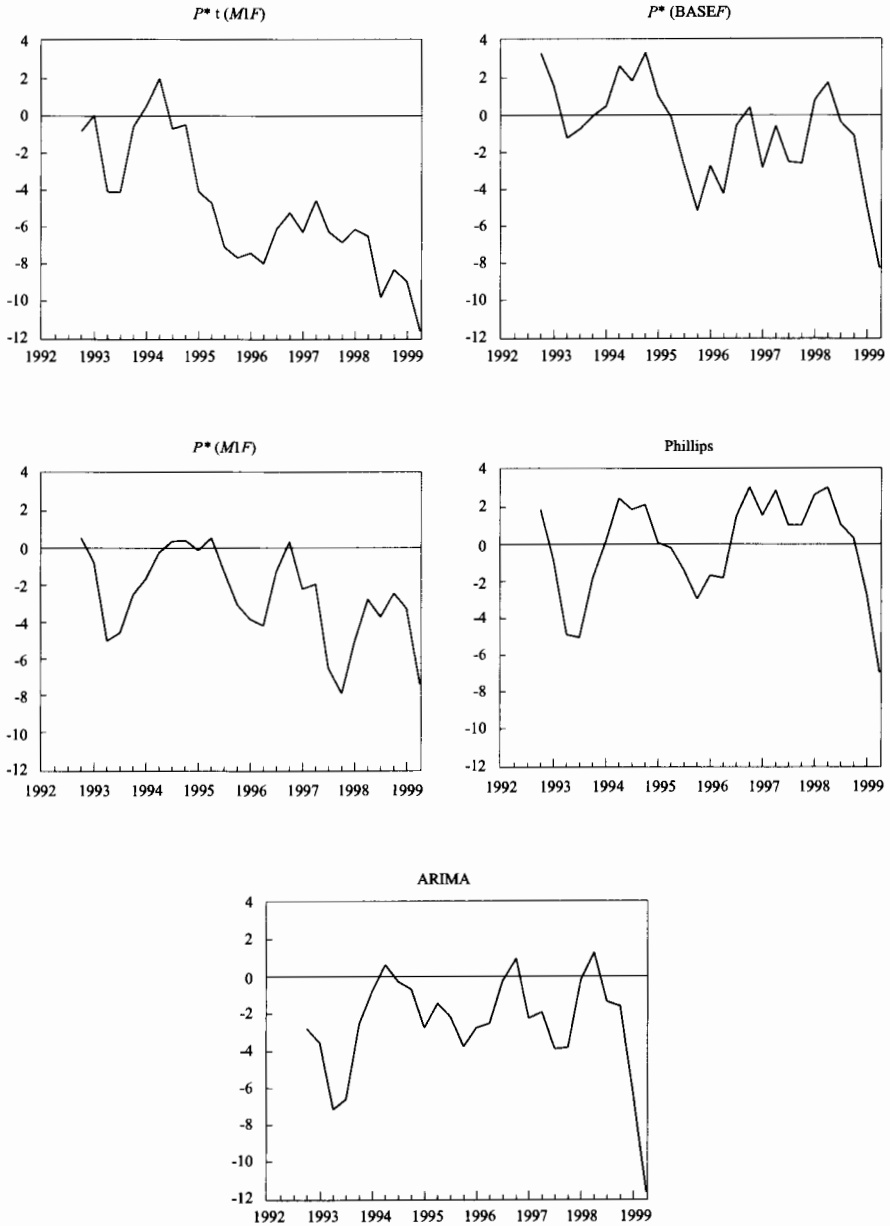
**Gráfico 9**  
**Errores de pronóstico para horizonte de un trimestre**





### Gráfico 9A

Errores de pronóstico para horizonte de cuatro trimestres



El Cuadro 9<sup>44</sup> reporta la prueba de Granger y Newbold y la prueba de normalidad bivariada presentada en Lutkepohl (1993)<sup>45</sup>. Es de señalar que, solo se reportan las pruebas para el caso del horizonte uno, dada la violación de los supuestos al considerar el horizonte cuatro. Todas las combinaciones bivariadas presentan normalidad multivariada posibilitando la realización de la prueba de Granger y Newbold, la cual no permite rechazar la hipótesis nula en ninguno de los casos. Es decir, no existen diferencias estadísticamente significativas entre los *ECMP* de los diferentes modelos a este horizonte.

Al evaluar la combinación de los resultados anteriores, para los dos horizontes analizados, se selecciona como el mejor modelo de pronóstico al modelo *P\** modificado que considera al *gap* monetario definido mediante la base monetaria fin de período. Este agregado se selecciona con base en: i) insesgamiento de su error de pronóstico a los horizontes uno y cuatro, ii) menor valor numérico en las medidas de evaluación de pronóstico dentro de los modelos tipo *P\**<sup>46</sup>.

**Cuadro 9**  
Prueba de la significancia de la reducción del *ECMP*  
(1992-1999)

		<i>P*</i> ( <i>MIF</i> ) 1/		Phillips		<i>ARIMA</i>	
		Normalidad bivariada	Reducción en SSE	Normalidad bivariada	Reducción en SSE	Normalidad bivariada	Reducción en SSE
<i>P*</i> ( <i>BASEF</i> ) 1/	Estadística	3.478	0.180	3.386	0.898	3.104	0.411
	<i>P-value</i>	(0.48)	(0.86)	(0.50)	(0.38)	(0.54)	(0.68)
<i>P*</i> ( <i>MIF</i> ) 1/	Estadística	-	-	1.656	0.541	1.280	0.169
	<i>P-value</i>	-	-	(0.80)	(0.59)	(0.86)	(0.87)
Phillips	Estadística	-	-	-	-	3.337	-0.541
	<i>P-value</i>	-	-	-	-	(0.50)	(0.59)

1/ Modelos *P\** modificados.

<sup>44</sup> Este cuadro debe leerse como una tabla de doble entrada. Es decir, las pruebas se realizan sobre los errores de pronóstico bivariados correspondientes a los modelos de cada entrada.

<sup>45</sup> Dado el no cumplimiento de los supuestos ya mencionados, la reducción del *ECMP* para el modelo *P\** que considera a *M1-1* no es estimado.

<sup>46</sup> Sin embargo, cabe señalar que, no existen diferencias estadísticamente significativas dentro de los modelos evaluados.

## VII. CONCLUSIONES

En este documento se ha examinado el efecto sobre la inflación que tienen diferentes agregados monetarios, análisis que se ha llevado a cabo en el marco del modelo  $P^*$ , definido en dos versiones diferentes: tradicional y modificada.

Tal vez la principal enseñanza que se deriva del análisis de la velocidad de circulación de los agregados monetarios, es la influencia que sobre ellos tiene el desarrollo reciente de los mercados financieros. La estrategia que hemos seguido ha permitido evaluar cada uno de los agregados desde ese punto de vista, al examinar su estacionariedad con algunas de las pruebas disponibles. Al mismo tiempo, se ha propuesto un modelo modificado para el caso en que esos agregados exhiban una velocidad de circulación no estacionaria.

La brecha monetaria, una variable de gran importancia en el modelo modificado, introduce en el país la discusión acerca del desequilibrio monetario: el lento ajuste de precios y salarios ante los choques monetarios puede llevar a que los agentes posean en un determinado momento un exceso de dinero. Su cálculo requiere la estimación de una función estable de demanda de dinero, resultado que fue obtenido con un enfoque econométrico el cual considera simultáneamente los componentes de corto y largo plazo del proceso.

Los modelos  $P^*$  modificados generados en este trabajo y que incorporan esa variable, han tenido un desempeño muy aceptable para efectuar pronósticos de inflación. Adicionalmente, con ellos se obtiene una familia de modelos monetarios que presentan una visión particularmente relevante acerca del proceso inflacionario.

Como es habitual resulta necesario advertir que este tipo de modelos debe ser evaluado periódicamente, en particular teniendo en cuenta el entorno dinámico e incierto en el que se definen los agregados monetarios sobre los cuales están basados.

## REFERENCIAS

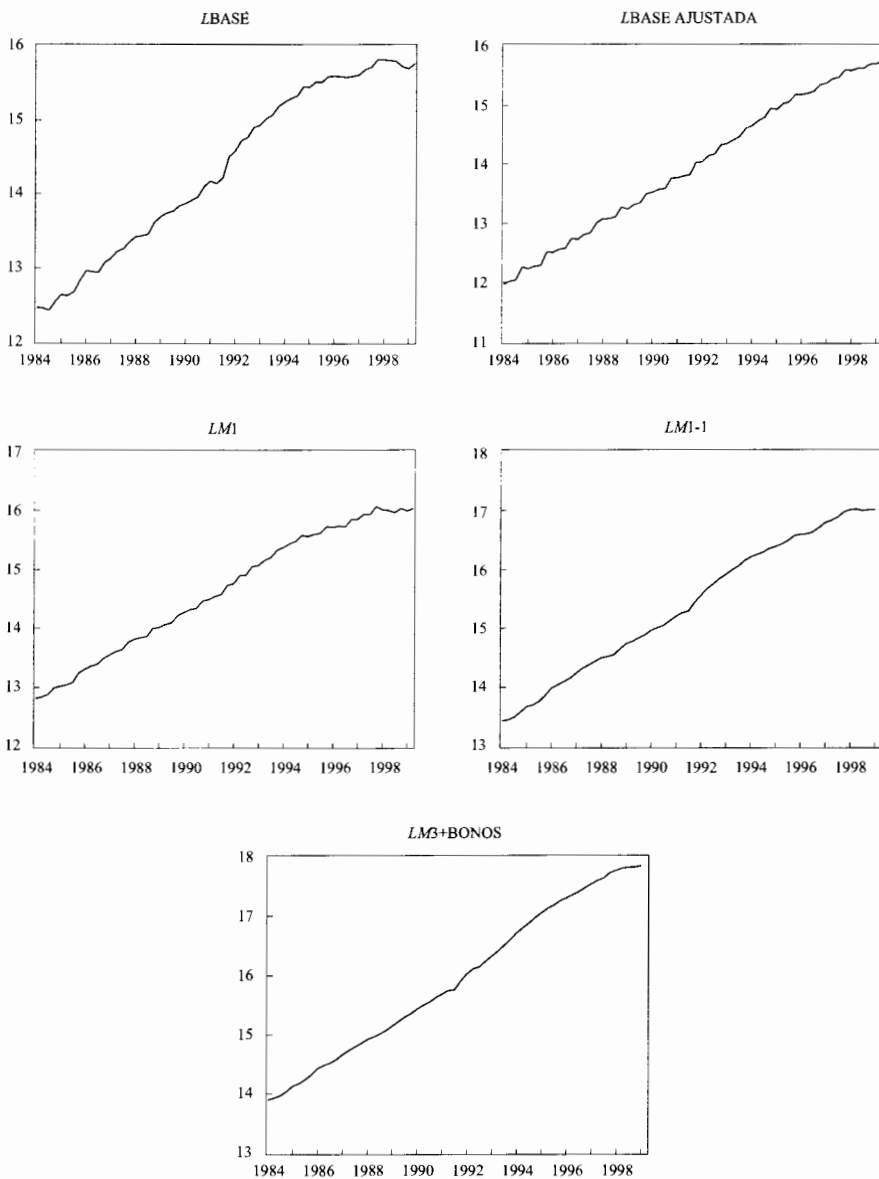
- Atta-Mensah, J. (1995). "The Empirical Performance of Alternative Monetary and Liquidity Aggregates", Working Paper 96-5, Bank of Canada.
- Atta-Mensah, J. (1996). "A modified P\*-Model of Inflation Based on M1", Working Paper 96-15, Bank of Canada.
- Banco de la República (1999). "Nota Editorial" de la Revista del Banco de la República, No. 858.
- Bordo, M., Joung, L. y Siklos, P. (1997). "Institutional Change and the Velocity of Money: A Century of Evidence", *Economic Inquiry* Vol. XXXV, No. 4.
- Castaño, E. y L. F. Melo (1998). "Métodos de Combinación de Pronósticos: una Aplicación a la Inflación Colombiana", *Borradores de Economía*, Banco de la República, No. 109.
- Cheung, Y. y K. Lai (1993). "Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Test for Cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, No. 55.
- Collins, S. y Edwards Ch. (1994). "An Alternative Monetary Aggregate: M2 Plus Households Holdings of Bond and Equity Mutual Funds", *Review of Federal Reserve Bank of Saint Louis*, noviembre-diciembre.
- Cuthbertson, K., Hall, S. G., and M. P. Taylor (1992). "Applied Econometric Techniques", Harvester Wheatsheaf.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, No. 49.
- Engert, W. y Hendry, S. (1998). "Forecasting Inflation with the M1-VECM: Part Two", Working Paper 98-6, Bank of Canada.
- Ericsson, N., D. Hendry y G. Mizon (1998). "Exogeneity, Cointegration and Economic Policy Analysis", *America Statistical Association, Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 16, No. 4.
- Fama, E. y Bliss, R. (1987). "The Information Content in Long-Maturity Forward Rates", *American Economic Review* 77.

- Friedman, M. y A. Schwartz (1982). "Monetary Trends in the United States and United Kingdom: Their Relation to Income, Prices and Interest Rate 1867-1975", Chicago, University of Chicago Press.
- Goldfeld, S. y Sichel, D. (1990). "The Demand for Money", en Handbook of Monetary Economics, Vol. 1 editado por B. Friedman y F. Hahn, Amsterdam, North Holland.
- Gómez, J. E.(1999). "Especificación de la Demanda por Dinero con Innovación Financiera", Borradores de Economía, No.128, Banco de la República.
- Gomez, J. (1998). "La Demanda por Dinero en Colombia", Borradores de Economía No. 101, Banco de la República.
- Goodhart, C.(1989). "Money, Information and Uncertainty", MIT Press.
- Granger, C. W. and P. Newbold (1977). "Forecasting Economic Time Series", New York Academic Press.
- Greenspan, A. (1993). "Statement to Congress", Federal Reserve Bulletin, septiembre.
- Hallman, J., Porter, R. y Small, D. (1989). "'M' per Unit of Potential GNP as an anchor for the Price Level" Staff Study 157, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Hallman, J., Porter, R. y Small, D. (1991). "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run", American Economic Review 81, pp. 841-858.
- Hansen, H. and K. Juselius (1995). CATS in RATS. Cointegration Analysis of Time Series, Estima.
- Hasza, D. and W. Fuller (1982). "Testing for Nonstationary Parameter Specifications in Seasonal Time Series Models", The Annals of Statistics, Vol. 10, No. 4.
- Harris, R. (1995). "Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling", Prentice Hall.
- Holden, K. and D. Peel (1989), "Unbiasedness, Efficiency and the Combination of Economic Forecasts", Journal of Forecasting, Vol. 8.
- Hendry, S. (1995). "Long-Run Demand for M1" Working Paper 95-11, Bank of Canada.

- Hendry, D. y Ericsson, N. (1991). "An Econometric Analysis of U.K. Money Demand in Monetary Trends in the United States and United Kingdom by Milton Friedman and Anna Schwartz", AER Vol. 81, No. 1.
- Hess, G. y Morris, C. (1995). "Money is What Money Predicts: The M\* Model of the Price Level", RWP 95-05, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Hirshleifer J. y Riley, J.(1992). "The Analytics of Uncertainty and Information" Cambridge University Press.
- Humphrey, T. (1989). "Precursors of the P-Star Model", Economic Review Vol.75/4, Federal Reserve Bank of Richmond.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", Journal of Economic Dynamics and Control, No. 12.
- Johansen, S. (1994). "The Role of the Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables"; Econometric Reviews, No. 13.
- Johansen, S. (1995). "Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-regressive Models", Advanced Text in Econometrics, Oxford University Press.
- Kwiatkowski, D., Phillips P.C.B., Schmidt, P. and Sin, Y. (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure are we that the Economic Time Series have a Unit Root?", Journal of Econometrics, No. 54.
- Lee, J. (1999). "Alternative P\* Models of Inflation Forecasts", Economic Inquiry, Vol. 37, No. 2.
- López, E. y M. Misas (1999). "Un Examen Empírico de la Curva de Phillips en Colombia", Borradores de Economía, Banco de la República, No. 117.
- Lucas, R.(1988). "Money Demand in the United States: a Quantitative Review", Carnegie-Rochester Conferences Series on Public Policy, 29.
- Lutkepohl, H. (1993), "Introduction to Multiple Time Series Analysis", Springer-Verlag, Second Edition.
- Mc Callum, B. (1980). "Rational Expectations and Macroeconomic Stabilization Policy", Journal of Money, Credit and Banking, noviembre, 12.

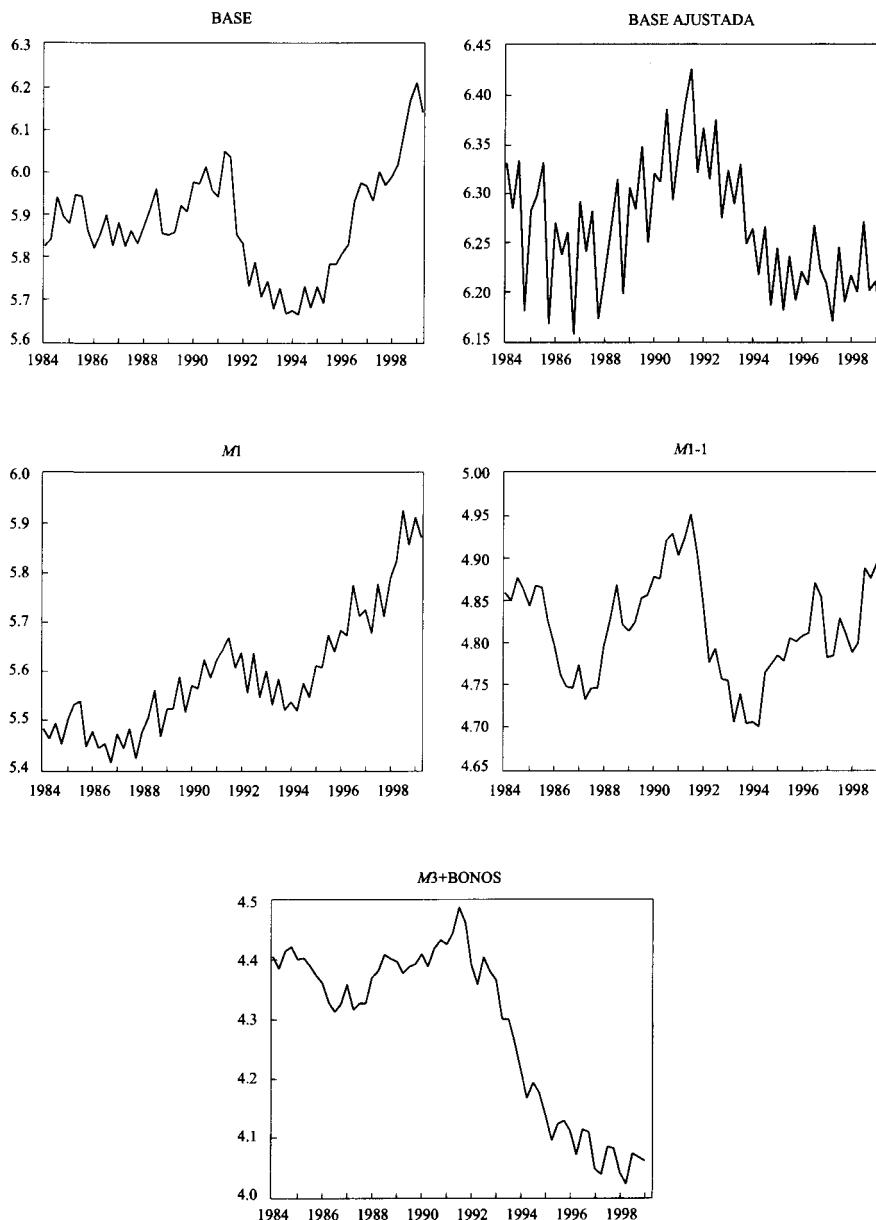
- Melo, L. y Misas, M. (1998), “Análisis del comportamiento de la inflación trimestral en Colombia bajo cambios de régimen: una evidencia a través del modelo “switching” de Hamilton”, Borradores de Economía No. 121.
- Misas, M. y Oliveros, H. (1997). “Cointegración, Exogeneidad y Crítica de Lucas: Funciones de Demanda de Dinero en Colombia: Un Ejercicio Más”, Borradores de Economía No. 75.
- Misas, M. y Posada, C.E. (1995). “P-estrella en Colombia: un punto de vista sobre la inflación”, Lecturas de Economía del Departamento de Economía de la Universidad de Antioquia, No. 42.
- Mishkin, F. (1990). “The Information in the Longer Maturity Term Structure About Future Inflation”, Quarterly Journal of Economics, agosto.
- Mussa, M. (1981). “Sticky Prices and Disequilibrium Adjustment in a Rational Expectations Model of the Inflation Process”, American Economic Review, diciembre, 71.
- Orphanides, A. y Porter, R. (1998). “P\* Revisited: Money-Based Inflation Forecasts with a Changing Equilibrium Velocity”, Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Series 98-26.
- Osborn, D., Chui, A.P.L., Smith, J. y Birchenhall, C.R.(1988). “Seasonality and the Order of Integration for Consumption”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, No. 50, Vol.4.
- Pindyck, R. S. and D. Rubinfeld (1998). “Econometric Models and Economic Forecasts”, McGraw-Hill, Fourth Edition.
- Svensson, L. (1999). “Does the P\* Model Provide any Rationale for Monetary Targeting”, Working Paper 7178 NBER.
- Siklos, P. (1993). “Income Velocity and Institutional Change: New Time Series Evidence”, Journal of Money, Credit and Banking, August, pp. 377-392.
- Walsh, C.(1998). “Monetary Theory and Policy”, MIT Press.

**Gráfico A. 1**  
Agregados monetarios con datos promedio





**Gráfico A. 2**  
Velocidad según agregado monetario para datos promedio



### Gráfico A. 3

Velocidad en diferencias para los agregados monetarios  
en datos promedio

